

Coletânea de Macroeconomia Aplicada:

Inflação, Juros, Dívida Pública, Políticas Fiscais e Monetárias e Sustentabilidade dos Déficits Governamentais

**Daiane Rodrigues dos Santos
Josué Araujo Dutra Louviz de Azevedo
Daniela Prado Damasceno Ferreira Reinecken
Fabrício Chaves Vasconcelos
Gustavo Abreu da Fonseca
Felipe Fratani Vieira
Jorge Luiz José da Cruz**

Atena
Editora
Ano 2024

Editora chefe

Prof^a Dr^a Antonella Carvalho de Oliveira 2024 *by Atena Editora*

Editora executiva *Copyright* © Atena Editora

Natalia Oliveira *Copyright* do texto © 2024 Os autores

Assistente editorial *Copyright* da edição © 2024 Atena Editora

Flávia Roberta Barão Direitos para esta edição cedidos à Atena

Bibliotecária Editora pelos autores.

Janaina Ramos *Open access publication by Atena Editora*



Todo o conteúdo deste livro está licenciado sob uma Licença de Atribuição *Creative Commons*. Atribuição-Não-Comercial-NãoDerivativos 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0).

O conteúdo do texto e seus dados em sua forma, correção e confiabilidade são de responsabilidade exclusiva dos autores, inclusive não representam necessariamente a posição oficial da Atena Editora. Permitido o *download* da obra e o compartilhamento desde que sejam atribuídos créditos aos autores, mas sem a possibilidade de alterá-la de nenhuma forma ou utilizá-la para fins comerciais.

Todos os manuscritos foram previamente submetidos à avaliação cega pelos pares, membros do Conselho Editorial desta Editora, tendo sido aprovados para a publicação com base em critérios de neutralidade e imparcialidade acadêmica.

A Atena Editora é comprometida em garantir a integridade editorial em todas as etapas do processo de publicação, evitando plágio, dados ou resultados fraudulentos e impedindo que interesses financeiros comprometam os padrões éticos da publicação. Situações suspeitas de má conduta científica serão investigadas sob o mais alto padrão de rigor acadêmico e ético.

Conselho Editorial

Ciências Humanas e Sociais Aplicadas

Prof. Dr. Adilson Tadeu Basquerote Silva – Universidade para o Desenvolvimento do Alto Vale do Itajaí

Prof. Dr. Alexandre de Freitas Carneiro – Universidade Federal de Rondônia

Prof. Dr. Alexandre Jose Schumacher – Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Paraná

Prof^a Dr^a Aline Alves Ribeiro – Universidade Federal do Tocantins

Prof. Dr. Américo Junior Nunes da Silva – Universidade do Estado da Bahia

Prof^a Dr^a Ana Maria Aguiar Frias – Universidade de Évora

Prof^a Dr^a Andréa Cristina Marques de Araújo – Universidade Fernando Pessoa

Prof. Dr. Antonio Carlos da Silva – Universidade de Coimbra

Prof. Dr. Antonio Carlos Frasson – Universidade Tecnológica Federal do Paraná

Prof. Dr. Antonio Gasparetto Júnior – Instituto Federal do Sudeste de Minas Gerais

Prof. Dr. Antonio Isidro-Filho – Universidade de Brasília
Prof. Dr. Arnaldo Oliveira Souza Júnior – Universidade Federal do Piauí
Prof. Dr. Carlos Antonio de Souza Moraes – Universidade Federal Fluminense
Profª Drª Caroline Mari de Oliveira Galina – Universidade do Estado de Mato Grosso
Prof. Dr. Christopher Smith Bignardi Neves – Universidade Federal do Paraná
Prof. Dr. Crisóstomo Lima do Nascimento – Universidade Federal Fluminense
Profª Drª Cristina Gaio – Universidade de Lisboa
Prof. Dr. Daniel Richard Sant’Ana – Universidade de Brasília
Prof. Dr. Deyvison de Lima Oliveira – Universidade Federal de Rondônia
Profª Drª Dilma Antunes Silva – Universidade Federal de São Paulo
Prof. Dr. Edvaldo Antunes de Farias – Universidade Estácio de Sá
Prof. Dr. Eloi Martins Senhora – Universidade Federal de Roraima
Prof. Dr. Elson Ferreira Costa – Universidade do Estado do Pará
Profª Drª Eufemia Figueroa Corrales – Universidad de Oriente: Santiago de Cuba
Profª Drª Fernanda Pereira Martins – Instituto Federal do Amapá
Profª Drª Geuciane Felipe Guerim Fernandes – Universidade Estadual de Londrina
Prof. Dr. Gustavo Henrique Cepolini Ferreira – Universidade Estadual de Montes Claros
Prof. Dr. Humberto Costa – Universidade Federal do Paraná
Profª Drª Ivone Goulart Lopes – Istituto Internazionele delle Figlie de Maria Ausiliatrice
Prof. Dr. Jadilson Marinho da Silva – Secretaria de Educação de Pernambuco
Prof. Dr. Jadson Correia de Oliveira – Universidade Católica do Salvador
Prof. Dr. Joachin de Melo Azevedo Sobrinho Neto – Universidade de Pernambuco
Prof. Dr. João Paulo Roberti Junior – Universidade Federal de Santa Catarina
Prof. Dr. Jodeylson Islony de Lima Sobrinho – Universidade Estadual do Oeste do Paraná
Prof. Dr. José Luis Montesillo-Cedillo – Universidad Autónoma del Estado de México
Profª Drª Juliana Abonizio – Universidade Federal de Mato Grosso
Prof. Dr. Julio Candido de Meirelles Junior – Universidade Federal Fluminense
Prof. Dr. Kárpio Márcio de Siqueira – Universidade do Estado da Bahia
Profª Drª Kátia Farias Antero – Faculdade Maurício de Nassau
Profª Drª Keyla Christina Almeida Portela – Instituto Federal do Paraná
Profª Drª Lina Maria Gonçalves – Universidade Federal do Tocantins
Profª Drª Lisbeth Infante Ruiz – Universidad de Holguín
Profª Drª Lucicleia Barreto Queiroz – Universidade Federal do Acre
Prof. Dr. Lucio Marques Vieira Souza – Universidade do Estado de Minas Gerais
Prof. Dr. Luis Ricardo Fernandes da Costa – Universidade Estadual de Montes Claros
Profª Drª Marcela Mary José da Silva – Universidade Federal do Recôncavo da Bahia
Prof. Dr. Marcelo Pereira da Silva – Pontifícia Universidade Católica de Campinas
Prof. Dr. Marcelo Pereira da Silva – Pontifícia Universidade Católica de Campinas
Profª Drª Maria Luzia da Silva Santana – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul
Profª Drª Marianne Sousa Barbosa – Universidade Federal de Campina Grande

Prof. Dr. Miguel Rodrigues Netto – Universidade do Estado de Mato Grosso
Profª Drª Mônica Aparecida Bortolotti – Universidade Estadual do Centro Oeste do Paraná
Profª Drª Natiéli Piovesan – Instituto Federal do Rio Grande do Norte
Prof. Dr. Pablo Ricardo de Lima Falcão – Universidade de Pernambuco
Profª Drª Paola Andressa Scortegagna – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Prof. Dr. Pedro Henrique Máximo Pereira – Universidade Estadual de Goiás
Profª Drª Rita de Cássia da Silva Oliveira – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Prof. Dr. Rui Maia Diamantino – Universidade Salvador
Profª Drª Sandra Regina Gardacho Pietrobon – Universidade Estadual do Centro Oeste
Prof. Dr. Saulo Cerqueira de Aguiar Soares – Universidade Federal do Piauí
Prof. Dr. Urandi João Rodrigues Junior – Universidade Federal do Oeste do Pará
Profª Drª Vanesa Bárbara Fernández Bereau – Universidad de Cienfuegos
Profª Drª Vanessa Bordin Viera – Universidade Federal de Campina Grande
Profª Drª Vanessa Freitag de Araújo – Universidade Estadual de Maringá
Profª Drª Vanessa Ribeiro Simon Cavalcanti – Universidade Federal da Bahia Universidade de Coimbra
Prof. Dr. William Cleber Domingues Silva – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Prof. Dr. Willian Douglas Guilherme – Universidade Federal do Tocantins

Coletânea de macroeconomia aplicada: inflação, juros, dívida pública, políticas fiscais e monetárias e sustentabilidade dos déficits governamentais

Indexação: Amanda Kelly da Costa Veiga

Revisão: Os autores

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

C694 Coletânea de macroeconomia aplicada: inflação, juros, dívida pública, políticas fiscais e monetárias e sustentabilidade dos déficits governamentais / Daiane Rodrigues dos Santos, Josué Araujo Dutra Louviz de Azevedo, Daniela Prado Damasceno Ferreira Reinecken, et al. – Ponta Grossa - PR: Atena, 2024.

Outros autores

Fabício Chaves Vasconcelos

Gustavo Abreu da Fonseca

Felipe Fratani Vieira

Jorge Luiz José da Cruz

Formato: PDF

Requisitos de sistema: Adobe Acrobat Reader

Modo de acesso: World Wide Web

Inclui bibliografia

ISBN 978-65-258-2814-5

DOI: <https://doi.org/10.22533/at.ed.145241909>

1. Inflação. 2. Juros. 3. Dívida pública. 4. Política fiscal e monetária. I. Santos, Daiane Rodrigues dos. II. Azevedo, Josué Araujo Dutra Louviz de. III. Reinecken, Daniela Prado Damasceno Ferreira. IV. Título.

CDD 332.41

Elaborado por Bibliotecária Janaina Ramos – CRB-8/9166

Atena Editora

Ponta Grossa – Paraná – Brasil

Telefone: +55 (42) 3323-5493

www.atenaeditora.com.br

contato@atenaeditora.com.br

DECLARAÇÃO DOS AUTORES

Os autores desta obra: 1. Atestam não possuir qualquer interesse comercial que constitua um conflito de interesses em relação ao conteúdo publicado; 2. Declaram que participaram ativamente da construção dos respectivos manuscritos, preferencialmente na: a) Concepção do estudo, e/ou aquisição de dados, e/ou análise e interpretação de dados; b) Elaboração do artigo ou revisão com vistas a tornar o material intelectualmente relevante; c) Aprovação final do manuscrito para submissão.; 3. Certificam que o texto publicado está completamente isento de dados e/ou resultados fraudulentos; 4. Confirmam a citação e a referência correta de todos os dados e de interpretações de dados de outras pesquisas; 5. Reconhecem terem informado todas as fontes de financiamento recebidas para a consecução da pesquisa; 6. Autorizam a edição da obra, que incluem os registros de ficha catalográfica, ISBN, DOI e demais indexadores, projeto visual e criação de capa, diagramação de miolo, assim como lançamento e divulgação da mesma conforme critérios da Atena Editora.

DECLARAÇÃO DA EDITORA

A Atena Editora declara, para os devidos fins de direito, que: 1. A presente publicação constitui apenas transferência temporária dos direitos autorais, direito sobre a publicação, inclusive não constitui responsabilidade solidária na criação dos manuscritos publicados, nos termos previstos na Lei sobre direitos autorais (Lei 9610/98), no art. 184 do Código Penal e no art. 927 do Código Civil; 2. Autoriza e incentiva os autores a assinarem contratos com repositórios institucionais, com fins exclusivos de divulgação da obra, desde que com o devido reconhecimento de autoria e edição e sem qualquer finalidade comercial; 3. Todos os e-book são *open access*, desta forma não os comercializa em seu site, sites parceiros, plataformas de *e-commerce*, ou qualquer outro meio virtual ou físico, portanto, está isenta de repasses de direitos autorais aos autores; 4. Todos os membros do conselho editorial são doutores e vinculados a instituições de ensino superior públicas, conforme recomendação da CAPES para obtenção do Qualis livro; 5. Não cede, comercializa ou autoriza a utilização dos nomes e e-mails dos autores, bem como nenhum outro dado dos mesmos, para qualquer finalidade que não o escopo da divulgação desta obra.

Travel is to make a journey or to have an adventure to somewhere by bicycle, train, airplane, car, motorcycle, or boat. It could be an exploration to somewhere new planned or unplanned to meet new people, new things and new places. There are different types of adventures waiting for you to explore.

There are lots of places to explore. Places could be urban or suburban. Some people loves to be with nature to free their minds and refresh their souls, but some like to be in the city. You will get lots of benefits such as exploring new culture,

Sobre os Autores



Daiane Rodrigues dos Santos atualmente é professora do programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas – UERJ. Possui Doutorado em Engenharia Elétrica na área de concentração Métodos de apoio à decisão, na PUC Rio - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Mestrado em Economia na UFES - Universidade Federal do Espírito Santo e graduação em Economia pela UERJ - Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Trabalhou como Economista da Funcex - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior e desde 2021 atua como consultora convidada de Comércio Internacional na mesma instituição.

Josué Araujo D. L. de Azevedo é economista (UFRRJ), especialista em assessoria contábil e fiscal(UVA), mestre em Ciências Econômicas (UERJ) e doutorando em Ciências Econômicas (UERJ). Profissional certificado ANBIMA CPA10. Co-fundador do Instituto Educacional Araujo Dutra e Assessor Financeiro Corporativo.

Daniela Prado Damasceno Ferreira Reinecken é Doutoranda de Ciências Econômicas pela UERJ, Mestre em Administração Financeira pela Université de Bordeaux FR, MBA em Gerenciamento de Projetos pela UFRJ e Graduação em Ciências Econômicas - FAE Centro Universitário (2013). Certificação de AAI (Agente Autônomo de Investimentos) e IPMA-D. Dama Comendadora de Economia pela Câmara Brasileira de Cultura. Atua como Agente Autônomo junto ao escritório VMB Invest, do qual é sócia-fundadora. Experiência na área de Mercado Financeiro e de Capitais, Economia, com ênfase em Crescimento e Desenvolvimento Econômico, atuando principalmente nos seguintes temas: ferramentas de avaliação econômico-financeira na etapa pré-projetos, KPIs, subvenção, inovação tecnológico como fator de impulsão de desenvolvimento, Dialética da Dependência e mais-valia. Membro da Banca de Admissão do Concurso do Instituto Rio Branco (IRBr-DF)

Fabício Chaves Vasconcelos é Economista (PUC-RIO), mestre em Ciências Econômicas (UERJ) e doutorando em Ciências Econômicas (UERJ)

Gustavo Abreu da Fonseca é Doutorando em Economia pela UERJ (ingresso em 2022), possui Mestrado em Finanças pelo COPPEAD/UFRJ (2011) e Graduação em Engenharia Eletrônica pela UFRJ (1997). Desde 2006, é analista do Banco Central do Brasil na área de Política Monetária. Suas áreas de interesse são Teoria Econômica, Política Monetária e Gestão de Risco.

Felipe Fratani Vieira é Mestre em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE/UERJ). Pós-graduado em Administração Pública pelo Centro de Instrução e Adestramento Almirante Newton Braga (CIANB), em conjunto com a Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Bacharel em Ciências Navais, com Habilitação em Administração, pela Escola Naval. Atuou como gestor orçamentário financeiro, patrimonial, de licitações e acordos administrativos e de contas de gestão de diversas Organizações Militares da Marinha do Brasil (MB), nos estados do Amazonas, Pará e Rio de Janeiro. Atualmente, atua na MB como Assessor técnico de Regulação Econômica do Serviço de Praticagem e se dedica a cumprir disciplinas do Curso de Doutorado do PPGCE/UERJ.

Jorge Luiz José da Cruz é Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE/UERJ), possui Mestrado em Ciências Econômicas pela PPGCE/UERJ (2023) e Mestrado Profissional em Economia Empresarial pela Universidade Cândido Mendes – UCAM (2012). Trabalhou como Economista na empresa Eletróbrás Furnas, atuando como administrador e analista financeiro, com elaboração de pareceres financeiros sobre reequilíbrio econômico-financeiro de contratos administrativos (1997-2021). Sua área de interesse é políticas públicas.



Introdução

O livro "Coletânea de Macroeconomia Aplicada: Inflação, Juros, Dívida Pública, Políticas Fiscais e Monetárias e Sustentabilidade dos Déficits Governamentais" explora os principais pilares que sustentam a economia brasileira e suas interações no cenário global.

Organizado em seções temáticas, este livro aborda uma gama de tópicos críticos que são fundamentais para a análise macroeconômica contemporânea. Através de uma abordagem metodologicamente diversificada, cada capítulo desdobra-se em uma análise impar, versando sobre as complexidades dos desafios econômicos atuais.

A primeira seção do livro concentra-se na política monetária, uma ferramenta para a estabilização econômica, explorando sua influência sobre a inflação, o crescimento econômico e os níveis de emprego. A discussão avança para a meta de inflação e a taxa de juros natural, destacando a lacuna existente na literatura e na prática econômica sobre a determinação da "meta ideal de inflação" e a estimativa precisa da "taxa de juros natural".

Avançando para as políticas fiscais, o livro investiga o impacto do aumento de impostos e do corte de gastos governamentais na atividade econômica. Esta seção apresenta uma análise macroeconômica, utilizando modelos de Regressão Vetorial Autoregressiva (VAR) e Regressão Vetorial Autoregressiva Estrutural (SVAR), para explorar as interações entre políticas fiscais e monetárias e seu impacto no crescimento econômico e na estabilidade fiscal.

Além disso, a obra aborda a sustentabilidade dos déficits governamentais, um tema de crescente importância diante dos desafios fiscais enfrentados pelo Brasil. Através de análises gráficas e testes formais de estacionariedade, o livro oferece uma avaliação estatística e econométrica da sustentabilidade do déficit público brasileiro, considerando o impacto de eventos recentes, como a pandemia da Covid-19, nas finanças públicas.

Por fim, a coletânea explora a relação entre inflação e crescimento econômico, utilizando ferramentas econométricas para avaliar a causalidade entre essas variáveis. Esta seção foi fundamentada na Lei de Okun e na Curva de Philips. Por meio da causalidade de Toda e Yamamoto, foco do estudo, foi possível identificar que, no Brasil, há evidências de causalidade significativa entre a inflação e o crescimento econômico. Nos EUA, o desemprego causa o crescimento econômico e a inflação, enquanto o crescimento também influencia a inflação. Na Zona do Euro, foram observadas

relações bidirecionais entre crescimento e inflação. Estudos futuros poderiam explorar a utilização de modelos de inteligência artificial para capturar comportamentos não lineares e aprofundar a compreensão das interações econômicas.

Sumário

1	Meta de Inflação e Taxa de Juros Natural	1
1.1	Introdução	2
1.2	Referencial Teórico	5
1.2.1	Análise Bibliométrica	6
1.2.2	Política Monetária	10
1.2.3	Taxa Natural de Juros	11
1.2.4	Regime de metas de inflação no Brasil a partir de 1994	11
1.3	Metodologia	13
1.3.1	O modelo de Holston, Laubach e Williams (2017)	13
1.3.2	Dados da Pesquisa	16
1.4	Taxa Natural de Juros no Brasil	18
1.5	Conclusão	24
2	Políticas Fiscais em Foco	27
2.1	Introdução	28
2.2	Impacto das Políticas Fiscais	29
2.3	Referencial Teórico	30
2.3.1	Teorias econômicas que embasam as políticas fiscais e seus impactos esperados na atividade econômica	33
2.4	Modelo para as Variáveis Macroeconômicas	48
2.5	Resultado e Discussão	50
2.6	Conclusão	68
3	Dívida Pública no Brasil	71
3.1	Introdução	73

3.2	Referencial Teórico	74
3.2.1	Relação entre Dívida Pública e Crescimento Econômico	75
3.2.2	Impactos negativos do elevado nível de Dívida Pública	79
3.2.3	Cenários em que a Dívida pode impulsionar o crescimento	81
3.2.4	Análise da Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira	83
3.2.5	Medidas para Melhoria da Gestão da Dívida	86
3.2.6	Bibliometria	87
3.3	Metodologia	91
3.3.1	Modelo Vetor Autoregressivo (VAR)	92
3.4	Resultados e Discussão	92
3.4.1	Variação Cambial	93
3.4.2	Dívida Pública	94
3.4.3	Déficit Primário	94
3.4.4	Taxa Selic Real	95
3.4.5	Inflação	95
3.4.6	Teste de Raiz unitária	96
3.4.7	Diagnóstico do Modelo	97
3.4.8	Decomposição da variância dos erros de previsão	99
3.4.9	Função de Impulso e Resposta (FIR)	101
3.5	Considerações Finais	103
4	PIB, Desemprego e Inflação	105
4.1	Introdução	106
4.2	Referencial Teórico	108
4.2.1	Crescimento Econômico	109
4.2.2	Inflação	110
4.2.3	Nível de emprego/desemprego	111
4.2.4	Lei de Okun	112
4.2.5	Curva de Phillips	112
4.2.6	Revisão Sistemática da literatura e bibliometria	113
4.3	Metodologia	116
4.3.1	Tipo de pesquisa	116
4.3.2	Especificação de objetivos	116
4.3.3	Levantamento e coleta de dados	116
4.3.4	Delimitação da pesquisa	116
4.3.5	Seleção de métodos e técnicas	117
4.4	Panorama Econômico, Modelagem aplicada e Base de dados	120
4.4.1	Panorama Econômico de Brasil, EUA e Zona do Euro, de 2013 a 2023	120
4.4.2	Modelagem	121
4.4.3	Base de dados	121
4.5	Análise Econométrica e Resultados obtidos	133
4.5.1	Avaliação preliminar - Correlação de Pearson	133
4.5.2	Teste de causalidade e Resultados obtidos	135
4.5.3	Análise detalhada dos Resultados para os países	136
4.6	Conclusão	137

5	Políticas Fiscais em Foco	139
5.1	Introdução	140
5.2	Referencial Teórico	142
5.2.1	Bibliometria	148
5.2.2	A Dívida Pública Brasileira	153
5.2.3	Medidas do governo brasileiro durante a crise da Covid-19	154
5.2.4	Fatores que influenciam a sustentabilidade do déficit	155
5.3	Metodologia utilizada na presente pesquisa	157
5.3.1	Análise da série temporal Dívida Líquida do Setor Público (DLSP)	157
5.4	Resultados Empíricos	160
5.5	Conclusão	167
6	Políticas Fiscais e Monetárias	169
6.1	Introdução	170
6.2	Referencial Teórico	172
6.2.1	Políticas Fiscais	172
6.2.2	Políticas Monetárias	173
6.2.3	Bibliometria	175
6.3	Contexto Econômico do Brasil	177
6.4	Análise de Políticas Fiscais no Brasil	180
6.5	Análise de Políticas Monetárias no Brasil	181
6.6	Metodologia e Modelos	182
6.6.1	Panorama Geral	182
6.6.2	Escolha da Metodologia	185
6.6.3	Metodologia	186
6.7	Resultados e Discussão	190
6.7.1	Dados	190
6.7.2	Estimação	192
6.7.3	Análise dos Resultados	195
6.8	Conclusão	202
	Bibliografia	205
	Livros	205
	Artigos, trabalhos apresentados, teses e dissertações	208

1. Meta de Inflação e Taxa de Juros Natural



A Meta Ótima de Inflação e a Taxa de Juros Natural

Josué Araujo

Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Um instrumento importante para a estabilização econômica é a política monetária, que afeta variáveis como inflação, crescimento econômico e níveis de emprego. Os bancos centrais definem uma meta de inflação, que é um instrumento essencial para transmitir as expectativas de inflação futura, contribuindo para orientar as decisões de gastos e investimentos dos agentes econômicos. Apesar da relevância da meta de inflação e da taxa de juros natural no direcionamento da política monetária, há uma lacuna significativa na literatura e na prática econômica sobre a determinação da "meta ideal de inflação" e a estimativa precisa da "taxa de juros natural". Essa lacuna se deve a desafios como a influência de choques econômicos, mudanças estruturais na economia e a dificuldade em mensurar a taxa de juros natural com precisão. Além disso, a interação entre a meta de inflação e a taxa de juros natural, e como essa interação impacta a estabilidade e o crescimento econômico, segue sendo um campo aberto a pesquisas mais aprofundadas. O objetivo da investigação sobre a meta ideal de inflação e a taxa de juros natural é duplo. Em primeiro lugar, pretende-se identificar um nível de inflação que, ao ser adotado como meta pelos bancos centrais, possa maximizar o bem-estar econômico sem prejudicar a estabilidade de preços e o crescimento sustentável. Este estudo explora a relação entre a taxa natural de juros (TNJ) e a meta ótima de inflação, investigando como essas taxas influenciam o hiato do produto e o desempenho da economia. A pesquisa analisa a literatura sobre o tema, incluindo a Regra de Taylor, e apresenta resultados de pesquisas empíricas sobre a TNJ no Brasil. Também é estimada a TNJ para a economia brasileira no período de 1999 até 2023, utilizando a metodologia de estimação da TNJ formulada por Holston, Laubach e Williams (2017). A partir da estimação da TNJ será analisada a política monetária de metas de inflação a partir da Regra de Taylor. Os resultados mostram que a TNJ no Brasil variou significativamente ao longo do período, com uma média de 7,1%, variando entre -8,5% e 21,2%, apresentando um padrão de comportamento semelhante à taxa real de juros. A análise conclui que a TNJ é um importante indicador para avaliar o perfil da política monetária e sua condução em períodos contracíclicos, embora os testes apontem que não há uma relação de causalidade direta entre o hiato do produto e a TNJ.

1.1 Introdução

A taxa natural de juros é uma variável macroeconômica não observável, estimada por diversos métodos acadêmicos. Em suma, representa a taxa de juros que equilibra poupança e investimento em uma economia em pleno emprego. É um importante indicador para compreensão do perfil da política monetária implementada pela autoridade monetária, sendo também determinante na definição da meta ideal de inflação. Isso se dá por ser um componente da Regra de Taylor, que,

conforme Cardim e al. (2007) apontam, tem sido utilizada pelo Banco Central como uma espécie de função de reação para determinar a taxa de juros de curto prazo. (BARBOSA, F. d. H. et al., 2016)

Após um período turbulento na história econômica brasileira, marcado pela adoção de seis moedas distintas em apenas dez anos como consequência da hiperinflação, o país vem desfrutando de relativa estabilidade no nível de preços desde a implementação do Plano Real e do conjunto de medidas conhecido como tripé macroeconômico. Como afirma F. Giambiagi (2017), “a vitória contra a inflação obtida com o Plano Real foi sem dúvida uma grande e importante conquista”. No entanto, na concepção do autor, essas estratégias se limitaram à estabilidade dos preços, não tendo impacto significativo no crescimento econômico. Assim, o Plano Real ocupa seu lugar na história como “uma estratégia complexa e bem-sucedida de desmonte de um sofisticado sistema de indexação”. O conjunto de medidas do tripé macroeconômico inclui a responsabilidade fiscal, o regime de metas de inflação e o câmbio flutuante, que tinham como objetivo fornecer condições para o desenvolvimento econômico futuro, com inflação baixa e equilíbrios externo e fiscal. (CARDIM; AL., 2007; GIAMBIAGI, F., 2017)

Analisando a série histórica do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que mede a inflação brasileira, observamos que a economia brasileira experimentou apenas quatro períodos com inflação acumulada superior a 10% ao ano. No primeiro ano do Plano Real, a inflação acumulada em 12 meses atingiu 4.005,08%, estabilizando-se em torno de 22,41% em 1995. Os demais períodos com inflação acima de dois dígitos foram 2003 (17,24%), 2016 (10,71%) e 2022 (12,13%). Cabe destacar que, desde a implementação do regime de metas de inflação, o IPCA tem sido o índice utilizado para estabelecer as metas e estimar as expectativas. A taxa média de inflação desde a implantação desse regime, entre 1999 e 2023, se manteve em 6,28%.

Para alcançar a meta de inflação estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), o Banco Central define uma meta para a taxa Selic por meio do COPOM e realiza operações no mercado aberto com o objetivo de influenciar essa taxa e alcançar a meta predefinida. Surge, então, a questão que motiva esta pesquisa: como essa influência na taxa de juros afeta o hiato do produto e qual seria a meta ideal de inflação considerando a taxa natural de juros. Essa política monetária afeta a economia ao influenciar as expectativas dos agentes econômicos e, conseqüentemente, o nível de investimento e consumo. A definição da meta ideal de inflação também leva em consideração a taxa natural de juros, que é a taxa de equilíbrio que iguala ex-ante a poupança desejada com o investimento planejado a pleno emprego. Essa taxa é aplicada na Regra de Taylor, função de reação do Banco Central na determinação da taxa de juros de curto prazo, e tem como objetivo equilibrar a economia sem gerar pressões inflacionárias ou deflacionárias significativas (CARDIM; AL., 2007).

No contexto da taxa Selic, extraída do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, foi analisado o período desde a implementação do regime de metas para a inflação, conforme estabelecido pelo Decreto nº 3.088/1999, até dezembro de 2023. A taxa básica de juros média na economia brasileira durante esse período foi de 12,41% ao ano, com um valor mínimo de 1,90% ao ano entre 2020 e 2021 e um máximo de 26,32% ao ano em 2003.

Ao analisarmos os valores do IPCA, observamos que 2003 também representou um pico na série histórica do índice. Essa conjuntura pode ser explicada por uma combinação de fatores, incluindo a transição de governo com a posse do Presidente Lula, além de outros elementos macroeconômicos como a alta do preço do petróleo, a volatilidade no mercado internacional e a desvalorização do Real em 2002. Por outro lado, a taxa de juros nominal ter atingido seu menor patamar em 2020 e 2021 se deve, em grande parte, aos esforços do governo federal em estimular o crédito como medida para recuperar a economia dos impactos da pandemia da COVID-19.

A inflação se manifesta pelo aumento generalizado do nível de preços em uma economia, e suas causas são multifatoriais. A taxa de juros, por sua vez, é um indicador que reflete o custo

do capital e apresenta correlação positiva com o risco de inadimplência de um determinado ativo (GLEISSNER, 2019). Do ponto de vista lógico, espera-se uma correlação negativa entre a inflação e a taxa de juros, pois taxas de juros mais elevadas desestimulam novos investimentos e freiam a atividade econômica. Em contrapartida, a redução dos juros aumenta a mobilidade do capital na economia, impulsionando o nível de investimentos. É importante salientar que a taxa de inflação compõe a taxa de juros real.

Ao analisarmos a Regra de Taylor, observamos que quando o hiato do produto e o desvio da meta de inflação são nulos, a taxa de juros nominal de curto prazo se iguala à soma da inflação com a estimativa da taxa real de juros de equilíbrio da economia, também conhecida como taxa natural de juros. No caso de o hiato do produto ou o desvio da taxa de inflação em relação à meta inflacionária serem positivos, há uma pressão para elevar a taxa de juros. Por outro lado, se essas relações forem negativas, há uma pressão para reduzir essa taxa de juros nominal de curto prazo. (CARDIM; AL., 2007)

Fica evidente, portanto, que a taxa de juros tem um impacto significativo no nível de investimento, tanto público quanto privado, dentro de uma economia (OMAR, 2008). Quanto menor for a taxa praticada, maior será o acesso ao crédito e, conseqüentemente, mais investimentos serão realizados. A taxa de juros também influencia o consumo, pois com crédito mais barato disponível, as famílias tendem a antecipar gastos futuros em suas decisões de consumo intertemporal, buscando financiamento. Em outras palavras, a taxa de juros tem o poder de impactar o produto da economia, uma vez que estimula o consumo agregado e os níveis de investimento em ambos os setores, público e privado.

Por outro lado, a inflação provoca a perda do poder de compra dos agentes econômicos ao longo do tempo. Se a inflação for muito alta, pode levar à perda de credibilidade da unidade monetária, impedindo-a de cumprir suas funções como moeda: unidade de conta, meio de troca e reserva de valor. Embora, em alguns casos, como na inflação de demanda, a inflação possa ser um indicativo de crescimento econômico, é fundamental manter a estabilidade de preços para garantir o bom funcionamento da economia. (CARDIM; AL., 2007)

A taxa de juros e a taxa de inflação se configuram como dois indicadores de fundamental importância no panorama econômico. Diante disso, surge a seguinte questão: quais são os níveis ideais e correlacionados dessas taxas para garantir a máxima eficiência em uma economia? Encontrar a taxa ótima de inflação, que não comprometa a credibilidade dos agentes e suas decisões de investimento, torna-se essencial. É fundamental enfrentar o trade-off existente entre a taxa de juros, o controle da inflação e o desempenho da economia. Em outras palavras, a busca pela taxa de juros natural, que nada mais representa do que a taxa de juros de equilíbrio, indica a taxa ideal para que a economia opere em pleno emprego. (WICKSELL, 1898) (LAUBACH; WILLIAMS, 2003)

Portanto, torna-se imperativo analisar a correlação entre essas duas taxas e identificar qual seria a taxa de juros natural ideal para manter a inflação em um nível ótimo, alcançando o pleno emprego na economia.

Este estudo busca identificar um nível de inflação que, como meta adotada pelos bancos centrais, maximize o bem-estar econômico sem comprometer a estabilidade de preços e o crescimento sustentável, investigando a relação entre a taxa natural de juros e a meta ótima de inflação no Brasil. A política monetária, no contexto brasileiro, ocupa um espaço de relevância significativa na estabilização econômica, influenciando variáveis como inflação, crescimento econômico e níveis de emprego. Os bancos centrais, ao estabelecerem metas de inflação para orientar as expectativas de inflação futura, influenciam decisões de gastos e investimentos. Apesar da importância das metas de inflação e da taxa de juros natural na formulação da política monetária, existe uma lacuna significativa na literatura e na prática econômica em relação à determinação da "meta ideal de inflação" e à estimativa precisa da "taxa de juros natural". Esta lacuna é agravada por desafios como choques econômicos, mudanças estruturais e dificuldades na mensuração da taxa de juros natural.

(WOODFORD, 1998)

Este artigo está organizado em cinco seções. A introdução apresenta a relevância do tema e os objetivos da pesquisa. Na segunda seção, é abordado o referencial teórico, destacando as principais contribuições acadêmicas sobre a taxa natural de juros e a meta de inflação. A terceira seção detalha a metodologia utilizada para estimar a taxa natural de juros no Brasil, aplicando a metodologia de Laubach e Williams e a Regra de Taylor. A quarta seção apresenta os resultados empíricos, incluindo a estimativa da taxa natural de juros para a economia brasileira entre 2002 e 2023 e a análise da política monetária nesse período. Por fim, a quinta seção discute as implicações dos resultados e conclui com considerações finais sobre a interação entre a taxa de juros natural, a meta de inflação e a política monetária.

1.2 Referencial Teórico

A estrutura conceitual da taxa natural de juros foi desenvolvida por Wicksell em sua obra de 1898, com o objetivo de analisar a teoria quantitativa da moeda e investigar a relação entre níveis de preços, taxas de juros e padrões monetários. A teoria da taxa natural de juros não se baseia em uma regra de política monetária wickseliana, mas sim em sua análise sobre como esses elementos estão interligados na economia. Wicksell propôs sua teoria como uma crítica e uma alternativa à teoria quantitativa da moeda, buscando oferecer uma compreensão mais aprofundada dos mecanismos monetários e de seus impactos na economia. (WICKSELL, 1898)

De acordo com Cardim e al. (2007), Wicksell considerava a teoria quantitativa clássica “estreita e limitada”, pois esta não levava em conta a existência de bancos e depósitos criados a partir de empréstimos. Para Wicksell, era necessário complementar a teoria quantitativa com uma descrição do mecanismo pelo qual o equilíbrio monetário é inicialmente perturbado e depois restaurado em uma economia mista de moeda-crédito. Ele analisou o processo de desequilíbrio cumulativo para adotar uma premissa mais realista do que a de uma economia hipotética de moeda pura. Sua análise atribuía os movimentos no nível de preços às discrepâncias entre duas taxas de juros: a taxa de juros de empréstimos ou de mercado, determinada pelo sistema bancário, e a taxa natural de juros, que é a taxa de equilíbrio que iguala ex-ante a poupança desejada com o investimento planejado a pleno emprego. Esta última é determinada pela demanda existente de capital e pelo volume de poupança, correspondendo à produtividade marginal ou taxa interna de retorno sobre novas unidades de capital físico. Na taxa natural de juros, a poupança é igual ao investimento, a oferta agregada é igual à demanda agregada, e o nível de preços permanece estável.

Em 1998, Woodford (1998) propõe estabilizar a inflação ajustando o parâmetro de política monetária com base na taxa natural de juros através de um "regime Wickselliano". A taxa natural de juros, nesse modelo, representa a taxa de equilíbrio da economia em pleno emprego. Para o autor, a partir da abordagem Wickselliana é possível estabilizar a inflação ajustando a taxa de juros de acordo com a taxa natural de juros, a fim de se obter a política monetária mais eficiente. A partir dessa abordagem, a autoridade monetária entende que a demanda por moeda tem pouco efeito sobre a inflação, pois os preços não são determinados apenas pela oferta de moeda, mas também por uma interação da política monetária com a taxa natural de juros. Todavia, essa taxa natural de juros é um conceito econômico não observável, diversas tentativas teóricas de estimação para diferentes tamanhos de economias e períodos temporais surgem após a publicação dessas pesquisas. Uma das mais relevantes são as de Laubach e Williams (2003), que aplicam o filtro de Kalman para estimar a taxa natural de juros, produto e taxa de crescimento, e Woodford (2003), que parte da formulação de um modelo DSGE novo Keynesiano para avaliar o choque da política monetária sobre o equilíbrio de curto prazo.

Laubach e Williams (2003) modelam um processo estocástico AR(2), juntamente com a aplicação do filtro de Kalman, onde é utilizado o modelo de Espaço-Estado para realizar estimativas da taxa natural de juros, produto potencial e a taxa de crescimento de longo prazo. O estudo foi

realizado ao longo de quatro décadas nos Estados Unidos, e os autores chegaram à conclusão de que a variação temporal da taxa natural de juros tem importantes implicações na implementação da política monetária. Eles destacam que o ajuste dessa taxa é fator determinante para alcançar as metas de inflação de longo prazo e para a estabilização dos preços no curto prazo.

Também em 2003, Brzoza-Brzezina (2003) publicou um relatório técnico onde estimou a taxa natural de juros através de um modelo vetorial autoregressivo estrutural (SVAR), ao invés de um modelo autorregressivo de ordem 2 (AR(2)), como feito por Laubach e Williams. Isso se deu porque o modelo permitia lidar com múltiplas variáveis simultaneamente e capturar as interações dinâmicas entre elas. No caso em questão, a pesquisa tinha como objetivo investigar a variabilidade da taxa de juros natural ao longo do tempo e sua relação com a taxa de juros real de mercado. A conclusão da comparação entre as taxas de juros indica que a diferença entre essas taxas pode ser considerada um indicador útil na avaliação da política monetária.

Svensson e Woodford modelam a taxa natural de juros como um processo autorregressivo de primeira ordem. Segundo os autores, a taxa natural de juros é um indicador que compõe a definição das metas de inflação e na implementação da política monetária ótima, visando a estabilidade de preços e o crescimento econômico. (SVENSSON; WOODFORD, 2004)

Bjørnland et al. (2011) utilizaram técnicas de estimação bayesianas e aplicaram o filtro de Kalman a partir de um modelo Novo Keynesiano, com o objetivo de avaliar como as mudanças nas taxas naturais afetam a economia e a política monetária. Na pesquisa, os autores partiram do entendimento de que a abordagem bayesiana é vantajosa para estimar modelos DSGE, pois permite incorporar informações prévias sobre os parâmetros do modelo na forma de distribuições de probabilidade.

Em 2015, Laubach e Williams (2015) continuaram a abordar a importância da taxa natural de juros e suas implicações para a política monetária, mas aprimoraram o modelo original de 2003. Na nova publicação, a melhoria da precisão das estimativas é alcançada por meio do refinamento da modelagem estocástica e da aplicação das estimativas do filtro de Kalman multivariado.

Andrade et al. (2019) utilizam um modelo DSGE Novo-Keynesiano com inflação de tendência e uma restrição da Zero Lower Bound (ZLB) para investigar como alterações na taxa de juros real de estado estacionário afetam a meta de inflação ótima. O estudo foi realizado através de simulações extensivas utilizando o modelo DSGE estimado para os Estados Unidos durante o período da Grande Recessão, levando em consideração incertezas paramétricas. A principal contribuição foi a descoberta de que, partindo de valores pré-crise, uma queda de 1 ponto percentual na taxa de juros natural de estado estacionário deve ser acompanhada por um aumento na meta de inflação ótima entre 0,9 e 1 ponto percentual.

1.2.1 Análise Bibliométrica

A bibliometria é uma técnica estatística e quantitativa que mede a produção científica e os índices de conhecimento, semelhante ao censo da população pela demografia. A bibliometria foi concebida por Pritchard na década de 1960 e se concentra na análise de obras literárias usando métodos matemáticos e estatísticos (SANTOS, D. R. D.; CARVALHO SILVA, T. E. B. de et al., 2021). Ao facilitar a construção de novas fontes de informação e expondo a literatura existente e relevante para novos trabalhos científicos, este método contribui para o desenvolvimento do conhecimento científico e do reconhecimento dos autores.

A bibliometria é uma ferramenta para estudar a produção científica, a disseminação e o uso de informações registradas. Segundo Pritchard (1969), a metodologia utilizada neste artigo é “a aplicação de métodos matemáticos e estatísticos e livros, artigos e outras mídias de comunicação”. Pritchard popularizou o termo bibliometria, que antes era classificado como bibliografia estatística. Por outro lado, é importante esclarecer que Paul Otlet, que criou o termo há várias décadas, o fez em sua obra "Traité de documentation" (BEZERRA et al., 2022).

Para fins de análise qualitativa, foi realizada uma pesquisa na base de dados Scopus/Elsevier por documentos relacionados às palavras-chave "taxa natural de juros"OR "metas de inflação"OR "meta de inflação"no mês de março de 2024. Como resultado, obteve-se uma base de dados com um total de 3.584 documentos. Com o objetivo de refinar a busca, os strings de busca foram estruturados utilizando operadores booleanos, visando encontrar documentos que relacionassem os dois temas. Ao pesquisar por ("taxa natural de juros"OR "taxa neutra de juros") AND ("metas de inflação"OR "meta de inflação"), foram encontrados 18 documentos.

O processo de busca mais aprofundado resultou na localização de 18 artigos acadêmicos pertinentes. Uma hierarquia de citações enfatizou a influência e o reconhecimento de estudos específicos dentro do campo de estudo. A investigação de 2005 de Brower foi a mais citada, com 20 citações no total. O trabalho de 2019 de Andrade, que recebeu 13 citações, mostra sua importância e aceitação na comunidade acadêmica. De forma semelhante, a pesquisa de 2017 de Caputo foi citada em 12 ocasiões. Com seu estudo de 2021, Ahmed também ganhou 10 citações. Por fim, o estudo de 2009 de Neto, que tem 7 citações.

Para uma análise mais aprofundada, os dados extraídos da base Scopus foram inseridos no software R, utilizando o pacote Bibliometrix (ARIA; CUCCURULLO, 2017). Conforme demonstrado na Figura 1.2, a produção científica começou a crescer de maneira significativa por volta de 1998, coincidindo com a proposta de Woodford de estabilizar a inflação ajustando o parâmetro de política monetária com base na taxa natural de juros através de um "regime Wickselliano".

Observa-se um crescimento contínuo na produção acadêmica até alcançar um pico entre 2018 e 2019. A produção científica manteve-se alta, com algumas oscilações, nos anos subsequentes. É importante frisar o impacto da Covid-19 na produção acadêmica e que os temas relacionados à política monetária ganharam força devido às medidas de enfrentamento da pandemia e aos estímulos financeiros.

Destaca-se que a aparente redução na produção em 2024 se deve ao fato de que a pesquisa foi realizada na base Scopus apenas no primeiro trimestre do ano, resultando em dados ainda incompletos para esse período.

Figura 1.1: Produção Científica Anual dos documentos relacionados às palavras-chave "natural rate of interest"OR "Inflation Targeting"OR "Inflation Target".

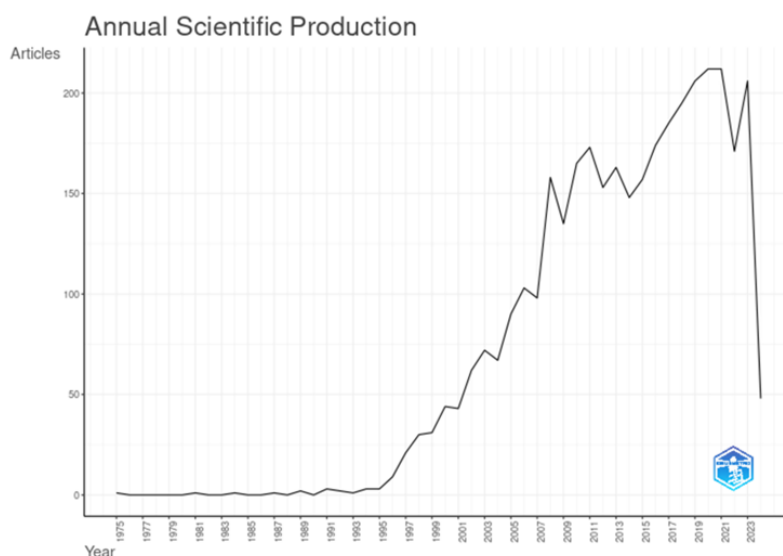


Figura 1.2: Fonte: Scopus, Elsevier.

termos correlatos como "banco central", "crises financeiras", "dinâmica dos preços" e "crescimento econômico". Algumas regiões também aparecem na nuvem de palavras, como África do Sul, Europa, Reino Unido, Estados Unidos, Canadá e Eurásia.

A análise inicial mapeou a distribuição geográfica das publicações, revelando que os Estados Unidos, a Inglaterra e o Brasil se destacaram como os países com maior produção científica sobre os temas em questão. Os Estados Unidos lideraram com 807 publicações, seguidos pela Inglaterra com 405 e pelo Brasil com 222.

Ao aplicar uma busca refinada com o operador booleano "OR", a distribuição geográfica apresentou uma mudança interessante. O Brasil assumiu a liderança com 4 publicações, seguido pelos Estados Unidos com 3 e pela Alemanha com 2. Essa alteração indica uma possível mudança no foco dos estudos realizados em cada país, com o Brasil se concentrando mais nos temas específicos da busca refinada.

A expansão da busca com o operador "OR" resultou em um conjunto de 3.584 documentos, permitindo identificar os autores mais citados na área. Woodford (2011) se destacou com 3.125 citações, seguido por Claria (1998) com 1.052, Galí (2005) com 889, Erceg (2000) com 825 e Svensson (1997) com 773 citações. A análise dos autores mais citados oferece insights valiosos sobre as referências chave que fundamentam a pesquisa na área.

Em 1998, Woodford publicou um artigo seminal no qual propõe analisar a determinação da taxa de inflação de equilíbrio sem qualquer referência à oferta ou demanda de moeda, desde que a política monetária utilize a metodologia Wickseliana de tratamento da taxa de juros. (WOODFORD, 1998)

Benati (2023) propõe uma nova metodologia para estimar a taxa natural de juros, utilizando a velocidade da M1 como um componente permanente das taxas de juros nominais. A metodologia do autor envolve projetar a taxa de política monetária na velocidade da M1 para obter uma estimativa da taxa natural nominal. Em seguida, a média da inflação (ou a meta de inflação) é subtraída dessa estimativa para obter a taxa natural real.

Rochon (2016) realiza uma análise crítica da teoria monetária ortodoxa, questionando a existência da taxa natural de juros e sua relação com a política monetária e a inflação. O autor propõe um comparativo entre os pressupostos da teoria pós-keynesiana e da teoria monetária convencional, destacando a importância da política fiscal como instrumento de estabilização econômica.

Lima (2008) realizou um estudo comparativo entre as suposições teóricas do modelo convencional de política monetária de metas de inflação e da curva de Phillips ampliada com um modelo alternativo, que se baseia na taxa de juros real em vez da taxa natural de juros.

Woodford (1998) analisou a determinação da inflação sem intervenções diretas na oferta ou demanda monetária, mas com base na teoria Wickseliana da taxa de juros. Sua proposta consiste em estabilizar a inflação ajustando o parâmetro da política monetária para acompanhar a taxa natural de juros. Segundo o autor, essa taxa é determinada pela oferta e demanda de fundos emprestáveis no mercado, o que pode ser explicado pelo modelo macroeconômico clássico, onde a taxa de juros atua como um mecanismo para equilibrar os desejos de investimento e poupança na economia.

Quando a política monetária não está suficientemente "ancorada" em modelos macroeconômicos com expectativas racionais, surge o problema da indeterminação do equilíbrio. Isso significa que diversos caminhos para variáveis macroeconômicas podem ser compatíveis com as expectativas racionais dos agentes, resultando em múltiplos equilíbrios possíveis.

De acordo com Woodford (1998), o problema da indeterminação do equilíbrio com expectativas racionais pode ser resolvido por meio de um feedback suficientemente forte de variáveis endógenas, como a taxa de inflação, o hiato do produto ou ambas. Isso implica que a regra de política monetária deve reagir prontamente a qualquer alteração na inflação, no hiato do produto ou em ambas.

No entanto, é importante salientar que a solução proposta por Woodford para a indeterminação do equilíbrio não é universal e pode não ser aplicável a todos os modelos. A escolha das variá-

veis e do grau de feedback na política monetária exige uma análise cuidadosa, considerando as características específicas de cada contexto.

No Brasil, diversas pesquisas já foram publicadas com o objetivo de estimar a taxa natural de juros. Neto e Portugal (2009) realizaram a estimação da taxa para o período de 1999 a 2005, utilizando a metodologia desenvolvida por Laubach e Williams (2003). Em 2011, Ribeiro e Teles publicaram um estudo estimando a taxa natural de juros para a economia brasileira no período de 2001 a 2010, utilizando a abordagem de Laubach e Williams (2003) em comparação com o modelo de estimação proposto por Mésonnier e Renne (2007). Já Fabio Barbosa et al. (2016) estimaram a taxa de juros natural com o objetivo de utilizá-la para estimar a regra de Taylor para o período de 2003 a 2015.

Neto e Portugal (2009) realizaram a estimativa da taxa natural de juros no Brasil entre 1999 e 2005. Na pesquisa, os autores utilizaram filtros estatísticos para obter a taxa de juros real de longo prazo e, em seguida, estimaram uma regra de Taylor Dinâmica para modelar a política monetária no período. Como resultado, concluíram que, ao longo do período analisado, as decisões da política monetária levaram a taxa de juros real a flutuar próximo à taxa de juros natural estimada. Essa constatação, segundo os autores, indica que as autoridades monetárias brasileiras não podem ser consideradas conservadoras durante o período estudado.

1.2.2 Política Monetária

A política monetária é um instrumento utilizado pela autoridade monetária de um país com o objetivo de alcançar metas econômicas, como a estabilidade de preços, o crescimento econômico e o pleno emprego, por meio de alterações na oferta de moeda, nas taxas de juros e em outras variáveis monetárias. A evolução teórica das políticas monetárias reflete a mudança de paradigmas e abordagens ao longo do tempo, começando com a teoria quantitativa da moeda e passando pelas discussões teóricas entre keynesianos e monetaristas até as elaborações mais modernas dessas teorias, com o surgimento dos modelos de expectativas racionais e dos novos keynesianos (CARDIM; AL., 2007).

Inicialmente, as teorias clássicas de política monetária enfatizavam a importância da oferta de moeda na determinação do nível de preços e da atividade econômica. Posteriormente, as teorias keynesianas trouxeram a ideia de que a política monetária poderia ser utilizada para estimular a demanda agregada e combater o desemprego, além de influenciar as taxas de juros para estimular o investimento (CARDIM; AL., 2007).

Com a evolução do debate a respeito da política monetária, novas abordagens e teorias surgiram, como a já mencionada teoria monetarista, que enfatiza o papel da oferta de moeda na determinação dos níveis de preços e da inflação, e a teoria das expectativas racionais, que considera as expectativas dos agentes econômicos na formulação da política monetária (BROUWER; GILBERT, 2005).

De acordo com Ross et al. (2013) e Gitman (2010) as principais ferramentas de política monetária são as operações em mercado aberto, onde o banco central compra e vende títulos públicos com objetivo de controlar a liquidez do sistema financeiro e afetar a oferta monetária, e a definição da taxa de juros referência da economia, com objetivo de controlar o custo do crédito e influenciar o consumo e investimento na economia.

Atualmente, as teorias de política monetária incorporam elementos de diversas abordagens, a fim de entender como os comportamentos das variáveis macroeconômicas monetárias afetam a economia real, levando em consideração o comportamento dos agentes econômicos e as decisões tomadas pelos formuladores de políticas públicas e autoridades monetárias (BJØRNLAND et al., 2011).

1.2.3 Taxa Natural de Juros

Como já foi abordado nas seções anteriores, a taxa natural de juros é uma variável econômica não observável, e pode ser compreendida como conceito fundamental na avaliação de políticas monetárias. Essa taxa é definida como a taxa de retorno de equilíbrio de uma economia com preços flexíveis e expectativas racionais. Em termos mais precisos, a taxa natural de juros é a taxa de juros real consistente com o produto no seu nível potencial e com uma taxa de inflação estável no médio prazo (WICKSELL, 1898).

A importância de se estimar essa taxa reside no fato de que ela fornece um parâmetro para avaliar o perfil da política monetária, pois pode ser entendida com expansionista caso a taxa de juros real de curto prazo estiver abaixo da taxa natural e contracionista, caso contrário. Esse papel é claramente ilustrado em regras de política monetária, como a regra de Taylor (1993), onde a taxa de juros real excede a taxa natural quando a inflação excede sua meta. Essa taxa também fornece um ponto de referência para o comportamento das taxas de juros de forma geral, uma vez que os fatores cíclicos ou outros fatores tenham desaparecido (LAUBACH; WILLIAMS, 2003; SVENSSON; WOODFORD, 2004).

Logo, fica nítido que a taxa natural de juros é fundamental para analisar condução da política monetária, pois serve como uma referência para os bancos centrais ao definir suas taxas de juros nominais. Quando a taxa de juros real observada está abaixo da taxa natural, espera-se que a economia se expanda, levando possivelmente a pressões inflacionárias. Por outro lado, se a taxa de juros real estiver acima da taxa natural, a economia pode contrair, resultando em pressões deflacionárias. Portanto, a taxa natural de juros influencia diretamente as decisões de política monetária, com o objetivo de estabilizar a inflação e manter o produto próximo ao seu nível potencial (HOLSTON et al., 2017).

Em síntese, a política monetária desempenha um papel fundamental na condução da economia, influenciando diretamente a estabilidade de preços, o crescimento econômico e o pleno emprego. A evolução das teorias de política monetária, desde a teoria quantitativa da moeda até as abordagens modernas dos novos keynesianos, reflete a importância da compreensão da formulação dessas políticas e comportamento dos agregados monetários. A taxa natural de juros surge como um conceito importante na avaliação da condução da política monetária. Sua compreensão permite aos formuladores de políticas calibrar adequadamente as taxas de juros nominais, garantindo que a economia opere próximo ao seu nível potencial e mantendo a estabilidade dos preços.

1.2.4 Regime de metas de inflação no Brasil a partir de 1994

Na década de 1990, diversos países, desenvolvidos e em desenvolvimento, implementaram o regime de metas de inflação. Um dos pressupostos dessa abordagem é o reconhecimento de que a política monetária não influencia significativamente as variáveis reais da economia de forma duradoura, baseando-se na existência de uma taxa natural de desemprego, determinada por fatores reais e institucionais. Portanto, entende-se que o objetivo da política monetária está associado à manutenção de uma taxa de inflação baixa e estável. Nesse contexto, a credibilidade é fundamental, pois os agentes precisam confiar que o nível de preços flutuará em torno da meta estabelecida (CARDIM; AL., 2007).

Após a implementação do Plano Real em 1994, as tentativas de estabilização dos preços por meio da âncora cambial persistiram até o início do segundo mandato de FHC, quando foi adotado o regime de câmbio flutuante após forte pressão especulativa sobre o Real. Durante esse período, foi introduzido o tripé macroeconômico, composto por câmbio flutuante, regime de metas de inflação e superávit primário do setor público, que permanece vigente até hoje. Com a adoção do regime de metas de inflação, instituído pelo Decreto no 3.088, de 2 de junho de 1999, o CMN estabeleceu um objetivo para a variação do IPCA, que passou a orientar as decisões de política monetária do BC, tomadas mensalmente pelo Copom (GIAMBIAGI, F., 2017).

Este comitê define a taxa Selic com base em um modelo no qual a hipótese adotada para a taxa de juros e a cotação cambial gera um determinado resultado para a inflação. Assim, teoricamente, se a variação dos preços resultante da incorporação das hipóteses referentes à taxa de juros Selic vigente se mostrasse inferior à meta, o BC poderia reduzir os juros, enquanto se a inflação estimada fosse superior à meta, o BC deveria aumentar os juros. O sistema de metas opera com uma margem de tolerância acima ou abaixo da meta para acomodar possíveis impactos de variáveis exógenas, buscando evitar grandes flutuações no nível de atividade (GIAMBIAGI, F., 2017).

A fim de determinar a taxa de juros de curto prazo, o Banco Central utiliza como função de reação a Regra de Taylor como um guia operacional no processo decisório da política monetária. Para obter a taxa de juros nominal de curto prazo, a função da Regra de Taylor correlaciona os desvios da inflação em relação à meta, o hiato do produto e a taxa de juros real de equilíbrio, como pode ser percebido na equação 1.1 (CARDIM; AL., 2007):

$$i_t = \pi_t + g(y_t - y^*) + h(\pi - \pi^*) + r^f \quad (1.1)$$

No qual i_t é a taxa de juros nominal de curto prazo, π_t é a taxa de inflação, π^* é a meta para a taxa de inflação. O termo $(y_t - y^*)$ representa o hiato do produto, que é o desvio do PIB (y_t) em relação ao seu potencial (y^*). O termo $(\pi_t - \pi^*)$ é o desvio da taxa de inflação (π_t) em relação à meta inflacionária (π^*). r^f é a estimativa da taxa real de juros de equilíbrio da economia, também conhecida como a taxa natural.

As constantes g e h são parâmetros que medem a sensibilidade da taxa de juros, respectivamente, ao desvio do PIB em relação ao seu potencial e ao desvio da inflação em relação à meta. O hiato do produto é obtido pela diferença entre o produto atual e o potencial, que é estimado através do filtro HP, que consiste em uma técnica utilizada para decompor uma série temporal em duas componentes: uma tendência de longo prazo e uma componente cíclica de curto prazo. Essa técnica foi desenvolvida por Hodrick e Prescott (1997) e vem sendo aplicada em análises econômicas para separar as flutuações de curto prazo das tendências de longo prazo nos dados econômicos. Esse filtro HP é amplamente utilizado para suavizar séries temporais e identificar padrões de ciclos econômicos, que no caso em questão será utilizado para cálculo do produto potencial conforme a metodologia desenvolvida por Holston et al. (2017).

É interessante notar que, caso o desvio da inflação em relação à meta e o hiato do produto sejam nulos, então a taxa de juros nominal de curto prazo será o somatório da taxa de inflação e a estimativa da taxa real de juros de equilíbrio da economia.

A figura 1.5 apresenta a série histórica da meta para a inflação no Brasil de 1999 a 2023, conforme dados divulgados pelo BCB-Depec. No gráfico, observa-se uma rápida queda inicial de 8% em 1999 para 3,5% em 2002. Entre 2003 e 2018, a meta se manteve relativamente estável em torno de 4,5%, com um pico em 2004 de 5,5%. A partir de 2019, houve um declínio gradual, atingindo 3,25% em 2023. A linha pontilhada azul no gráfico indica uma tendência geral de queda ao longo desse período.

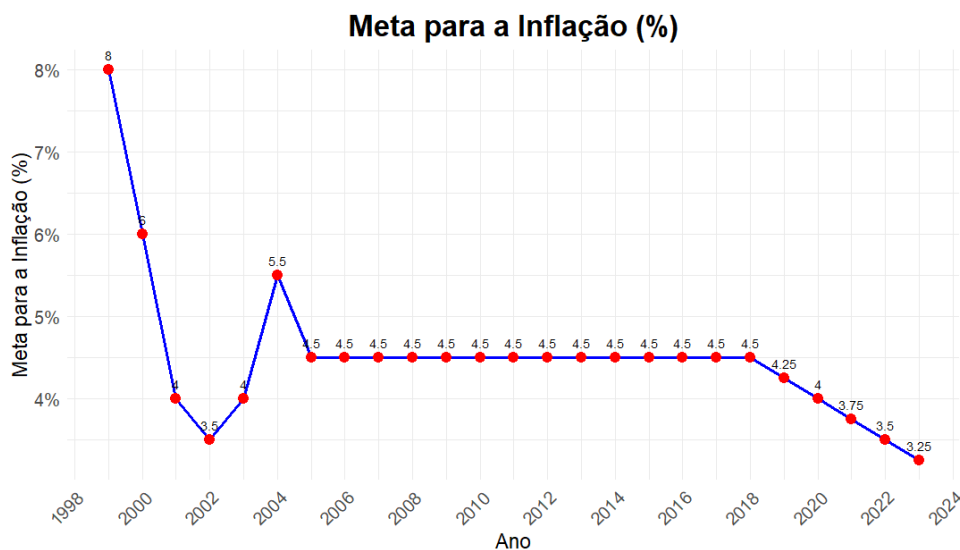


Figura 1.5: Meta de Inflação Anual (%). Fonte: BCB-Depec.

1.3 Metodologia

A presente pesquisa foi realizada com base em uma abordagem metodológica mista. A primeira etapa consistiu em uma análise bibliométrica e qualitativa sobre a meta ideal de inflação e a taxa natural de juros. Já a segunda etapa envolveu uma análise quantitativa, na qual a taxa natural de juros foi estimada utilizando a metodologia de Holston et al. (2017), com o auxílio do filtro de Kalman. Além disso, a política monetária brasileira no período de 1999 a 2024 foi analisada por meio da Regra de Taylor. Esse recorte temporal permite observar o comportamento da política monetária durante os governos do PT (Lula e Dilma), Michel Temer e Bolsonaro, além de possibilitar a análise da condução da política durante a pandemia da COVID-19.

1.3.1 O modelo de Holston, Laubach e Williams (2017)

A metodologia de Holston et al. (2017) para estimar a taxa natural de juros é uma versão aprimorada do modelo de Laubach e Williams (2003). A diferença entre os modelos está na metodologia para calcular as medidas de expectativas de inflação. Enquanto o modelo de 2003 utiliza um AR(3) univariado da inflação estimado nos últimos 40 trimestres para gerar uma previsão da inflação para quatro trimestres à frente, no modelo de 2017, as expectativas de inflação foram aproximadas usando uma média da inflação dos quatro trimestres anteriores. Essa mudança é motivada em parte por restrições de dados nas séries de inflação. E como o objetivo da presente pesquisa é analisar a evolução após a implementação do regime de metas, não é possível pegar os dados dos últimos 40 trimestres, pois enviesaria o resultado da análise, além da dificuldade de obter esses dados para as demais variáveis macroeconômicas.

A estratégia adotada pelos pesquisadores a fim de capturar a taxa natural de juros, por ser uma variável econômica não observável, foi a utilização do filtro de Kalman. Esse filtro consiste em um algoritmo que atualiza sequencialmente a projeção linear de um sistema dinâmico em uma forma particular denominada reparametrização em espaço de estados. De acordo com Hamilton (1994), além de outros benefícios para fins de análise de séries temporais esse algoritmo fornece uma maneira de calcular previsões exatas para amostras finitas e a função de verossimilhança exata para processos ARMA gaussianos, para fatorar funções geradoras de covariância ou densidades espectrais de processos autorregressivos, e para estimar autorregressões com coeficientes que mudam ao longo do tempo. Uma outra vantagem da utilização dessa metodologia está no fato de que as séries temporais

não precisam ser, necessariamente, estacionárias, como em um modelo ARMA. O que é o caso de parte dos dados analisados nessa pesquisa.

Este modelo aplica o filtro de Kalman aos dados do PIB real, inflação e taxa de juros de curto prazo para extrair o produto potencial, sua tendência de crescimento e a taxa natural de juros, que são variáveis não observáveis na economia. No modelo construído, é permitido explicitamente que a taxa natural seja afetada por processos não estacionários de baixa frequência. O ponto de partida adotado pelos autores para modelar a taxa natural de juros é o modelo de crescimento neoclássico, através da forma representativa com preferências dos consumidores com elasticidade de substituição constante. Esse modelo implica que a taxa natural de juros (r_t^n) varia ao longo do tempo em resposta a mudanças nas preferências e na taxa de crescimento do produto (g_t). Em um estado estacionário não estocástico, a maximização da utilidade intertemporal da família gera a relação entre a taxa de juros real de um período no estado estacionário r^* e o crescimento no estado estacionário.

O modelo é estruturado com base na dimensão internacional das influências e determinantes da taxa natural, com ponto de partida nas dinâmicas de inflação e hiato do produto descritas pela versão de economia aberta do modelo Novo Keynesiano (GALÍ, 2005). Essas dinâmicas são resumidas por uma curva de Phillips, representada na equação ??, e uma equação IS, representada na equação 1.2:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t[\pi_{H,t+1}] + \kappa \tilde{y}_t \quad (1.2)$$

$$\tilde{y}_t = E_t[\tilde{y}_{t+1}] - \sigma^{-1}(i_t - E_t[\pi_{H,t+1}] - r_t^n) \quad (1.3)$$

O Produto Potencial pode ser obtido através da equação 1.3, onde é utilizado pelos autores o filtro Hodrick-Prescott para capturar as suas defasagens:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{y^*,t} \quad (1.4)$$

A Tendência de Crescimento do Produto é dada pela equação 1.4:

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (1.5)$$

A Taxa Natural de Juros é definida pela equação 1.5:

$$r_t^n = g_t + z_t \quad (1.6)$$

Outros Determinantes da Taxa Natural de Juros são determinados pela equação 1.6:

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (1.7)$$

Portanto, a trajetória do produto potencial e da inflação podem ser obtidas através dos modelos:

$$\tilde{y}_t = a_{y,1} y_{t-1} + a_{y,2} y_{t-2} + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - r_{t-j}^*) + \varepsilon_{\tilde{y},t} \quad (1.8)$$

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi_{t-2,4} + b_y y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (1.9)$$

Essas equações constituem o núcleo do modelo utilizado no artigo para estimar a taxa natural de juros, utilizando o filtro de Kalman para extrair componentes altamente persistentes da taxa natural

Tabela 1.1: Descrição das variáveis

Símbolo	Descrição
$a_{y,1}, a_{y,2}$	Parâmetros do hiato do produto
b_π	Parâmetro da inflação
b_y	Parâmetro do hiato do produto
$E_t[\pi_{H,t+1}]$	Expectativa da inflação futura
g_t	Taxa de crescimento tendencial do produto natural
i_t	Taxa de juros nominal de curto prazo
$\pi_{H,t}$	Taxa de inflação
$\pi_{t-2,4}$	Média da inflação dos segundos aos quartos períodos anteriores
r_t^n	Taxa natural de juros
r_{t-j}	Taxa de juros real de curto prazo
σ	Elasticidade intertemporal de substituição
\tilde{y}_t	Hiato do produto
y_t^*	Logaritmo do produto real potencial
z_t	Captura outros determinantes da taxa natural de juros
$\varepsilon_{g,t}$	Termo de erro do crescimento tendencial do produto
$\varepsilon_{\pi,t}$	Termo de erro da inflação
$\varepsilon_{y^*,t}$	Termo de erro do produto potencial
$\varepsilon_{\tilde{y},t}$	Termo de erro do hiato do produto
$\varepsilon_{z,t}$	Termo de erro dos outros determinantes da taxa natural de juros

Fonte: Elaboração própria

de juros, do crescimento tendencial do PIB e da taxa de juros natural. Para implementar o modelo descrito no artigo Holston et al. (2017), no contexto de um filtro de Kalman, precisamos definir a equação da medida, a equação de transição, a matriz de observação e a matriz de covariância do processo.

A equação da medida relaciona as variáveis observadas (y_t, π_t, r_t) com as variáveis de estado não observadas ($y_t^*, \tilde{y}_t, r_t^*$):

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \\ r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t^* \\ g_t \\ z_t \\ \tilde{y}_t \\ r_t^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{\pi,t} \\ \varepsilon_{r,t} \end{pmatrix} \quad (1.10)$$

A equação de transição descreve a dinâmica das variáveis de estado ($y_t^*, \tilde{y}_t, r_t^*, g_t, z_t$), e pode ser escrita no formato matricial:

$$\begin{pmatrix} y_t^* \\ g_t \\ z_t \\ \tilde{y}_t \\ r_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{y,1} & \frac{a_r}{2} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^* \\ g_{t-1} \\ z_{t-1} \\ \tilde{y}_{t-1} \\ r_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{y^*,t} \\ \varepsilon_{g,t} \\ \varepsilon_{z,t} \\ \varepsilon_{\tilde{y},t} \\ \varepsilon_{r^*,t} \end{pmatrix} \quad (1.11)$$

A função de verossimilhança é maximizada para estimar os parâmetros do modelo, baseada nas observações e nas previsões do filtro de Kalman. A verossimilhança pode ser escrita como:

$$\log L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [\log \det(F_t) + v_t' F_t^{-1} v_t + n \log(2\pi)] \quad (1.12)$$

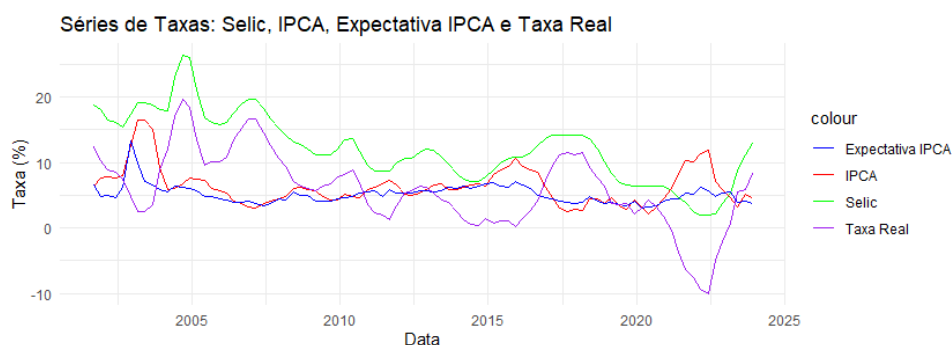
Onde $v_t = y_t - Hx_t$ é o vetor de inovações, $F_t = HP_tH' + R$ é a matriz de covariância das inovações, P_t é a matriz de covariância da previsão do estado, e R é a matriz de covariância dos erros de medida.

1.3.2 Dados da Pesquisa

O modelo adotado nesta pesquisa aplica o filtro de Kalman a dados de PIB real, inflação e taxa de juros de curto prazo para extrair componentes altamente persistentes da taxa natural de produção, sua tendência de crescimento e a taxa natural de juros. Essa abordagem permite analisar a variação temporal na taxa natural de juros e sua relação com fatores globais e locais que influenciam a economia.

A pesquisa se baseia em dados fundamentais para a análise do cenário econômico brasileiro. Estes incluem a data da taxa, a taxa SELIC, que é a taxa básica de juros brasileira, cuja meta é determinada pelo Banco Central do Brasil (Copom) a cada 45 dias, o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a taxa real, calculada como a diferença entre a taxa SELIC e o IPCA, e as expectativas do mercado para a taxa SELIC acumulada para os próximos doze meses, extraídas da base de dados do IPEA, que realiza periodicamente a atualização através dos dados divulgados pelo boletim FOCUS do Banco Central do Brasil. Esses dados serão essenciais para compreender as dinâmicas econômicas e as expectativas do mercado financeiro em relação à política monetária, e serão utilizados para estimar a taxa natural de juros. A evolução dessas variáveis macroeconômicas pode ser observada na Figura 1.6.

Figura 1.6: Comparativo da taxas de juros e inflação da economia brasileira entre 2001 e 2023.



Fonte: Elaboração própria, BCB.

A análise dos dados e da figura 1.6 revela a evolução das taxas SELIC, IPCA, Taxa Real e Expectativa IPCA ao longo do tempo, de 2001 a 2023. Observa-se que a taxa SELIC, representada pela linha azul, apresenta variações significativas ao longo do período, com picos em 2003 e 2016, refletindo a política monetária adotada para controle da inflação. A linha laranja, representando o IPCA, também mostra oscilações, especialmente entre 2002 e 2004, e novamente em 2015, indicando períodos de alta inflação. A Taxa Real, em verde, frequentemente mostra valores negativos, especialmente em anos recentes, o que indica que a inflação superou os juros nominais em certos períodos. A Expectativa IPCA, em azul claro, mantém-se mais estável, mas com uma leve tendência de alta nas últimas décadas, refletindo a percepção do mercado sobre a inflação futura. De maneira geral, as taxas apresentam uma correlação com eventos econômicos significativos, como crises financeiras e mudanças nas políticas econômicas, demonstrando a complexidade e a interdependência dos indicadores macroeconômicos ao longo do tempo.

Tabela 1.2: Estatísticas Descritivas das Séries Temporais.

Estatísticas Descritivas	SELIC	IPCA	Taxa Real	Expectativa IPCA
Média	11,90	6,32	5,57	5,18
Erro padrão	0,31	0,17	0,25	0,09
Mediana	11,70	5,90	5,19	5,04
Modo	6,40	5,20	11,43	4,14
Desvio padrão	5,06	2,86	4,04	1,40
Variância da amostra	25,64	8,16	16,30	1,96
Curtose	0,31	2,73	-0,15	8,69
Assimetria	0,39	1,45	-0,32	2,10
Intervalo	24,42	15,36	18,57	10,74
Mínimo	1,90	1,88	-4,84	2,50
Máximo	26,32	17,24	13,73	13,24
Contagem	268,00	268,00	268,00	268,00

Fonte: BCB e IBGE

A inflação é um fenômeno econômico caracterizado pelo aumento generalizado e contínuo dos preços dos bens e serviços em uma economia ao longo de um período de tempo. O estudo de Mankiw (2021) afirma que a inflação representa a diminuição do poder de compra da moeda, quando cada unidade monetária recebe menos bens e serviços do que antes. A inflação de demanda, que é o aumento da demanda por bens e serviços em conjunto com a capacidade produtiva da economia, ou a inflação de custos, que é o aumento dos custos de produção, são dois dos vários fatores que podem desencadear esse processo. Mankiw enfatiza que a criação de políticas monetárias eficazes que visam estabilizar o nível geral de preços e, portanto, a economia como um todo depende de uma boa compreensão da inflação.

A série histórica do IPCA mostra que a inflação acumulada no Brasil foi superior a 10% ao ano em apenas quatro ocasiões, de acordo com dados fornecidos pelo IBGE. A inflação acumulada em 12 meses no primeiro ano do Plano Real atingiu 4.005,08%, estabilizando-se na faixa de 22,41% em 1995. 2003 (17,24 por cento), 2016 (10,71 por cento) e 2022 (12,13 por cento) foram os outros anos em que a inflação superou dois dígitos. É importante destacar que a média do IPCA na série histórica permaneceu em 6,28 por cento desde a introdução da lei de responsabilidade fiscal, do regime de metas de inflação e da câmbio flutuante.

A taxa de juros é um dos principais instrumentos de política monetária. Pode ser compreendida

como o custo do dinheiro, pois é o valor que se paga para obter um empréstimo ou o retorno que se recebe ao se investir. Por isso, desempenha um papel decisivo na determinação do nível de investimento e consumo. A taxa de juros pode ser influenciada por diversos fatores, como a política monetária do Banco Central, a inflação, o nível de atividade econômica, a confiança dos agentes econômicos, entre outros (CARDIM; AL., 2007).

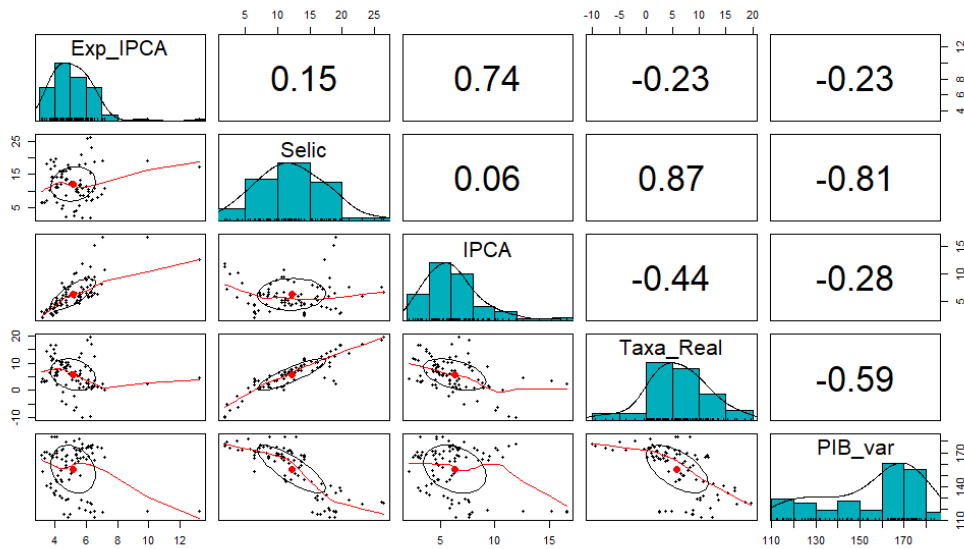
A taxa de juros real é a taxa de juros nominal ajustada pela inflação. No contexto da política monetária, a taxa de juros real é relevante para entender o impacto das decisões de política monetária sobre o consumo, o investimento e a atividade econômica, uma vez que ela reflete o custo real do dinheiro para os agentes econômicos (CARDIM; AL., 2007).

1.4 Taxa Natural de Juros no Brasil

A figura 1.7 representa a matriz de dispersão, que revela correlações significativas entre cinco variáveis econômicas. A taxa Selic e a Taxa Real de Juros apresentam uma correlação positiva forte (0.87), indicando uma influência direta da Selic na Taxa Real de Juros. A correlação negativa entre Selic e a evolução do PIB (-0.81) sugere que aumentos na Selic estão associados a uma redução no crescimento econômico, que está ligado ao caráter restritivo do aumento da taxa de juros na política monetária. A expectativa do IPCA e o IPCA real apresentam uma correlação positiva moderada (0.74), refletindo a relação entre expectativas de inflação e a inflação efetiva, o que sugere que a meta é atingida em uma parcela significativa da série. Por fim, a Taxa Real de Juros e a variação do PIB mostram uma correlação negativa (-0.59), implicando que taxas de juros reais mais altas podem estar associadas a um menor crescimento do PIB.

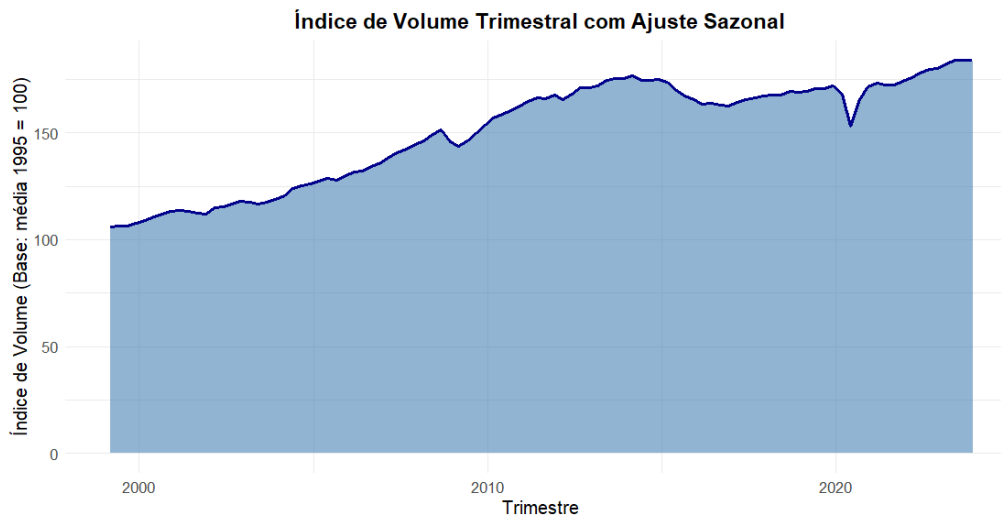
A figura 1.8 mostra a evolução do PIB desazonalizado do Brasil de 1999 a 2023. Observa-se um crescimento geral ao longo do período, com alguns momentos de desaceleração e recuperação econômica. Notavelmente, há uma queda acentuada em 2020, refletindo o impacto econômico da pandemia de COVID-19, seguida por uma rápida recuperação. Também é interessante notar uma leve recessão no período pós-crise do subprime após 2008 e uma estagnação entre 2013 e o início da pandemia em 2019. O gráfico destaca a tendência de longo prazo de crescimento econômico do país, apesar das flutuações de curto prazo causadas por crises econômicas e outros fatores.

Figura 1.7: Matriz de dispersão e Correlação dos Dados.



Fonte: Elaboração própria.

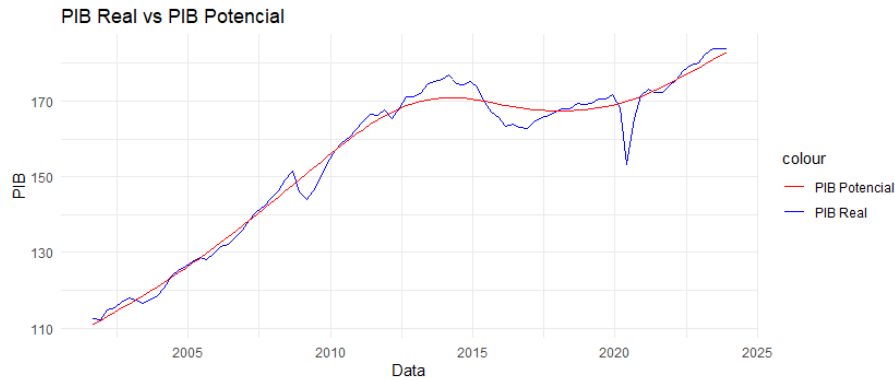
Figura 1.8: Evolução do PIB Deszonalizado.



Fonte: IBGE.

A figura 1.9 mostra a comparação entre o PIB real (linha azul) e o PIB potencial (linha vermelha) ao longo do tempo, com dados de 2001 a 2023. Observa-se que, na maior parte do período, o PIB real se mantém próximo ao PIB potencial, com algumas exceções notáveis, como durante a crise econômica de 2008-2009 e a recessão causada pela pandemia de COVID-19 em 2020. Esses desvios indicam períodos de sobreaquecimento ou subutilização da economia. A convergência do PIB real para o PIB potencial nos anos recentes sugere uma recuperação econômica pós-crise, indicando que a economia está se ajustando de volta ao seu nível sustentável de produção.

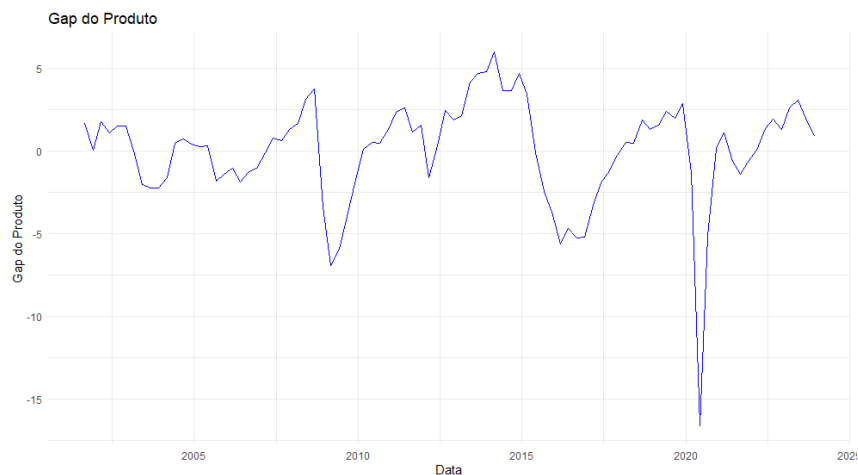
Figura 1.9: PIB Real e PIB Potencial Obtido através do Filtro Hodrick–Prescott.



Fonte: Elaboração própria.

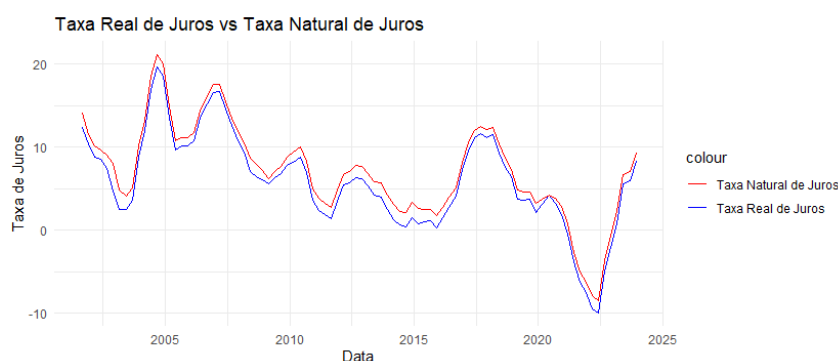
A figura 1.10 mostra o hiato do produto, a diferença entre o PIB real e o PIB potencial ao longo do tempo, indicando períodos de sobreaquecimento (valores positivos) e recessão (valores negativos). O comportamento da série também aponta para os mesmos eventos históricos das figuras 1.7 e 1.8. Durante a crise econômica global de 2008-2009, observa-se um hiato negativo acentuado, refletindo a subutilização da economia. A recessão causada pela pandemia de COVID-19 em 2020 resultou em um gap do produto extremamente negativo, o maior no período analisado, seguido por uma rápida recuperação, demonstrando a volatilidade e a gravidade da crise. A persistência de gaps positivos e negativos ao longo do tempo destaca os desafios de manter a economia alinhada com seu potencial produtivo. O hiato do produto foi calculado através da diferença entre o produto real e o produto potencial, estimado através do filtro HP, que, como já mencionado, é uma técnica desenvolvida por Hodrick e Prescott (1997) que decompõe uma série temporal em tendência de longo prazo e componente cíclica de curto prazo e foi utilizado para calcular o produto potencial conforme a metodologia de Holston et al. (2017)

Figura 1.10: Hiato do Produto entre 2001 e 2023.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 1.11: Estimação da Taxa Natural de Juros e Comparação com a Taxa Real para a economia brasileira entre 2001 e 2023.

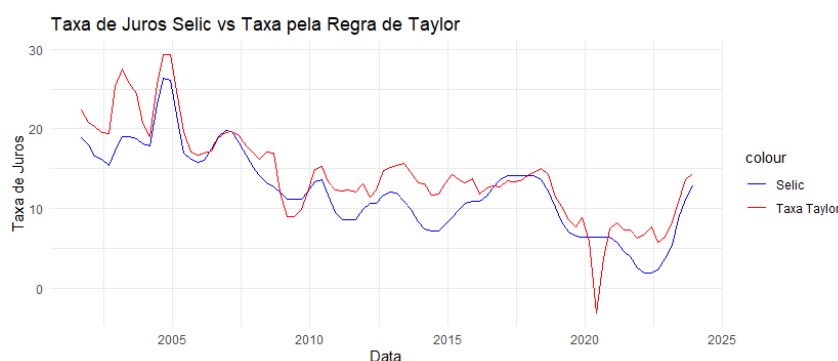


Fonte: Elaboração própria.

A figura 1.11 compara a taxa real de juros (linha azul) com a taxa natural de juros (linha vermelha). Observa-se que a taxa real de juros frequentemente oscila em torno da taxa natural de juros, com períodos em que a taxa real é significativamente maior ou menor do que a taxa natural. Esses desvios indicam períodos de políticas monetárias expansionistas ou contracionistas. Notavelmente, durante a crise financeira de 2008 e a crise da COVID-19 em 2020, há variações acentuadas, refletindo respostas de política monetária a choques econômicos severos. A recente recuperação econômica pós-2020 é marcada pela convergência das taxas real e natural, sugerindo um retorno a condições econômicas mais equilibradas.

Por fim, a figura 1.12 compara a taxa Selic (linha azul) com a taxa de juros sugerida pela Regra de Taylor (linha vermelha), após ser obita através da estimação da taxa natural de juros. Observa-se que, na maior parte do período, a taxa Selic segue de perto a taxa sugerida pela Regra de Taylor, indicando que a política monetária tem sido conduzida de maneira alinhada com os princípios dessa regra. No entanto, há períodos de divergência significativa, como durante a crise financeira de 2008 e a pandemia de COVID-19 em 2020, onde a Selic foi ajustada mais agressivamente do que o indicado pela Regra de Taylor. Esses ajustes refletem respostas a choques econômicos severos, demonstrando a flexibilidade necessária da política monetária em situações de crise.

Figura 1.12: Aplicação da Taxa Natural na Regra de Taylor e comparação com a Taxa Selic.



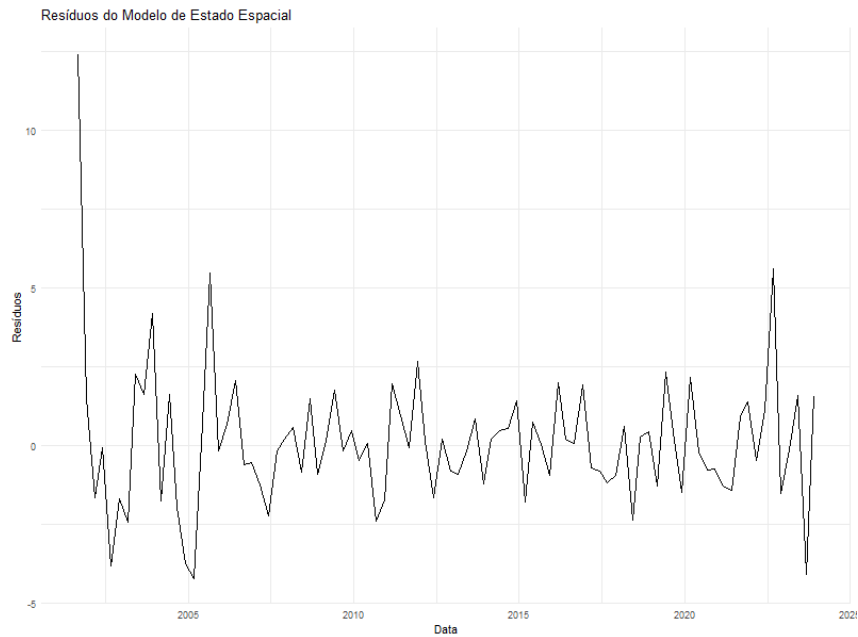
Fonte: Elaboração própria.

Foi realizado o teste de Ljung-Box para autocorrelação dos resíduos, que resultou em um valor p de 0.6559, indicando que não há evidência de autocorrelação significativa nos resíduos, o que é

um bom sinal de que o modelo está bem especificado em termos de dependência temporal.

O gráfico dos resíduos ao longo do tempo mostra que, representado na figura 1.13 embora haja flutuações significativas no início da amostra (especialmente em torno de 2005), os resíduos parecem se estabilizar em torno de zero ao longo do tempo, sugerindo que o modelo captura bem a variação ao longo do período

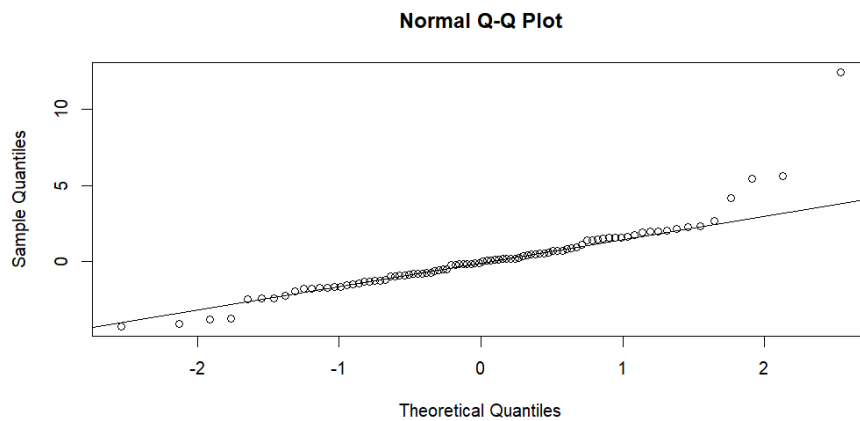
Figura 1.13: Resíduos da amostra.



Fonte: Elaboração própria.

A figura 1.14 representa a normalidade dos resíduos e o resultado sugere que os resíduos não seguem perfeitamente uma distribuição normal, especialmente nas caudas. Isso é evidenciado pelos desvios dos pontos em relação à linha de normalidade, particularmente nos quantis extremos.

Figura 1.14: Normalidade dos Resíduos.

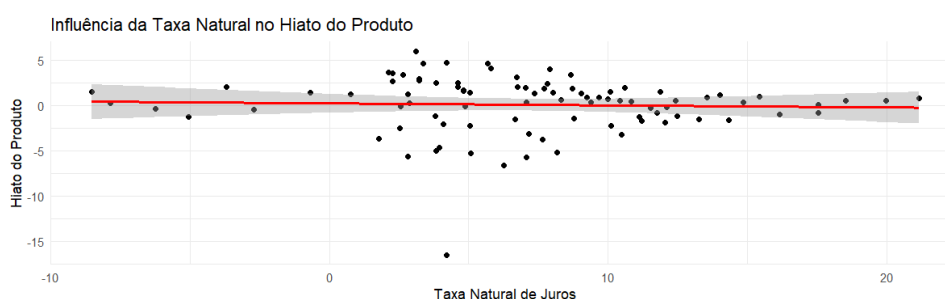


Fonte: Elaboração própria.

Com o objetivo de analisar a relação de causalidade entre a Taxa Natural de Juros e o Hiato do Produto, foi realizado o teste de Toda-Yamamoto, que é utilizado para investigar a causalidade entre duas séries temporais sem que haja a necessidade de serem estacionárias. A hipótese nula do teste é de que não há causalidade entre as variáveis. No primeiro teste, em que a Taxa Natural foi observada como causa e o Hiato do Produto como efeito, o valor-p foi 0,8875654, que é muito elevado. Portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula, indicando que não há evidências de que a Taxa Natural de Juros cause o Hiato do Produto. Já no segundo teste, observando o Hiato do Produto como causa e a Taxa Natural como efeito, o valor-p foi 0,4504860, também elevado, indicando que não podemos rejeitar a hipótese nula, ou seja, não há evidências de que o Hiato do Produto cause a Taxa Natural de Juros.

A correlação de Pearson entre a Taxa Natural de Juros e o Hiato do Produto é -0,0409, com um valor-p de 0,7016, indicando que não há uma correlação significativa entre as duas variáveis. Isso pode ser observado no gráfico de dispersão com a linha de tendência, representado na figura 1.15, que sugere uma relação não significativa entre a Taxa Natural de Juros e o Hiato do Produto. A regressão linear mostra uma inclinação quase nula, e a análise estatística confirma isso, com um coeficiente de -0,02294 e um valor-p de 0,697, indicando que não é estatisticamente significativo.

Figura 1.15: Correlação entre a Taxa Natural de Juros e o Hiato do Produto.



Fonte: Elaboração própria.

Portanto, pode-se observar que os resultados sugerem que a Taxa Natural de Juros não tem uma influência estatisticamente significativa no Hiato do Produto para os dados da economia brasileira no período analisado. Além disso, a análise dos resíduos e os testes de autocorrelação indicam que o modelo utilizado é adequado, embora a distribuição dos resíduos não seja perfeitamente normal.

$$\begin{bmatrix} 0 & 0.000000 & 0.000000 \\ 0 & 0.201555 & 0.000000 \\ 0 & 0.000000 & 2.395923 \end{bmatrix} \quad (1.13)$$

Com relação aos resultados do modelo em espaço de estados, a matriz de Variâncias das Componentes de Estado (Q) é uma matriz triangular inferior, comum em muitos modelos de estado, onde as variâncias das componentes de estado são representadas apenas nos elementos diagonais. O elemento $Q[2, 2]$ (0.201555) e $Q[3, 3]$ (2.395923) indicam as variâncias das componentes de estado correspondentes às variáveis de estado 2 e 3, respectivamente. Os valores nas outras posições são zero, indicando que não há variância associada a essas posições específicas na matriz Q.

A matriz Variância do Erro de Observação (H) tem apenas um elemento, indicando que há uma única variável de observação no modelo, e a variância do erro de observação é 0.000565. Este valor relativamente pequeno sugere que o ruído nas observações é baixo, indicando medições relativamente precisas.

Tabela 1.3: Parâmetros da otimização

Parâmetros	Valores
-1.6016907	172.2535
0.8737686	46.0000
-7.4786122	31.0000
0.0000000	0.0000

Fonte: Elaboração própria

Os parâmetros da otimização estão listados na primeira coluna, e seus valores correspondentes estão na segunda coluna. Os parâmetros têm diferentes valores, e o valor da função objetivo é 172.2535, com 46 iterações e 31 avaliações da função. A última linha indica convergência com o valor 0, confirmando que a otimização foi bem-sucedida e que os parâmetros estimados são confiáveis.

Como resultado da análise, podemos perceber que o modelo de Holston et al. (2017) foi bem-sucedido para estimar a taxa natural de juros da economia brasileira. Esse fato é confirmado quando analisamos o comportamento da taxa em relação a outras variáveis macroeconômicas em períodos de recessão, onde a política monetária adota um perfil mais conservador. Todavia, ao longo da série histórica, a taxa natural acompanha a taxa real de juros, com um posicionamento de poucos pontos percentuais acima, quase imperceptível em períodos de recuperação da economia.

Em relação à causalidade, o que pode explicar esse fato é a influência de outras variáveis, que podem ser incluídas no modelo em pesquisas futuras, a fim de se traçar o peso da influência da Taxa Natural de Juros sobre o Hiato do Produto em comparação com outros indicadores macroeconômicos.

1.5 Conclusão

A política monetária é um instrumento importante para a estabilização econômica, pois afeta fatores como inflação, crescimento econômico e níveis de emprego. Os bancos centrais estabelecem uma meta de inflação, que é um meio importante de transmitir as expectativas de inflação futura e ajudar os agentes econômicos a tomar decisões de gastos e investimentos. Há uma lacuna significativa na literatura e na prática econômica sobre a determinação da "meta ideal de inflação" e a estimativa precisa da "taxa de juros natural", apesar da importância da meta de inflação e da taxa de juros natural para o direcionamento da política monetária. Essa discrepância é causada por problemas como o impacto de crises econômicas, mudanças estruturais na economia e a dificuldade de calcular corretamente a taxa de juros natural.

Uma variedade de abordagens acadêmicas podem ser usadas para estimar a taxa natural de juros, uma variável que não pode ser observada na macroeconomia. Em resumo, representa a taxa de juros que, em uma economia em pleno emprego, equilibra investimento e poupança. Indicador essencial para compreender o perfil da política monetária implementada pela autoridade monetária e também fundamental na definição da meta ideal de inflação.

A presente pesquisa contribui para o entendimento da interação entre a taxa natural de juros e a meta de inflação no Brasil, utilizando a metodologia de Holston et al. (2017). A análise evidencia a importância da taxa natural de juros como um parâmetro relevante para a formulação de políticas monetárias eficazes. Os resultados empíricos indicam que a taxa natural de juros no Brasil variou significativamente ao longo do período estudado, refletindo mudanças estruturais e choques econômicos.

Ao adotar uma meta de inflação que considere a taxa natural de juros, o Banco Central pode alinhar melhor suas políticas com o objetivo de maximizar o bem-estar econômico, sem comprometer a estabilidade de preços e o crescimento sustentável. A aplicação da Regra de Taylor, ajustada pela taxa natural de juros estimada, mostra-se uma ferramenta útil para guiar as decisões de política monetária, especialmente em períodos de alta volatilidade econômica.

Apesar dos avanços, a estimativa precisa da taxa natural de juros permanece desafiadora devido à sua natureza não observável e à influência de múltiplos fatores externos e internos. Recomendamos que futuras pesquisas explorem métodos alternativos de estimativa e considerem a integração de novas variáveis que possam afetar a taxa natural de juros.

Por fim, a política monetária deve continuar a evoluir com base em evidências empíricas robustas, visando não apenas a estabilidade de preços, mas também o suporte ao crescimento econômico sustentável e ao pleno emprego. A interação dinâmica entre a meta de inflação e a taxa natural de juros oferece um campo fértil para investigações futuras, com potencial para aprimorar significativamente a eficácia das políticas econômicas no Brasil e em outros contextos semelhantes.

2. Políticas Fiscais em Foco



Políticas Fiscais em Foco: Análise do Impacto de Aumentos Tributários e Cortes de Despesas na Economia Brasileira

Daniela Prado Damasceno Ferreira Reinecken
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Na literatura econômica, o impacto das políticas fiscais, particularmente o aumento de impostos e o corte de gastos governamentais, na atividade econômica é um tema persistente e complexo. No que diz respeito a esse assunto, existem opiniões divergentes, por exemplo, os economistas keynesianos sustentam que, durante períodos de recessão ou baixo crescimento econômico, a implementação de políticas fiscais expansionistas, como a redução de impostos ou o aumento dos gastos públicos, pode estimular a demanda agregada e aumentar o crescimento econômico e o emprego. Os economistas neoclássicos, por outro lado, argumentam que as administrações governamentais geralmente são ineficazes e podem causar distorções no mercado, prejudicando o crescimento econômico a longo prazo. Este artigo investiga as repercussões das políticas fiscais na economia brasileira, com enfoque nos efeitos decorrentes de aumentos tributários e cortes nos gastos governamentais. Utilizando uma análise macroeconômica, que engloba análises empíricas apoiadas por modelos de Regressão Vetorial Autoregressiva (VAR) e Regressão Vetorial Autoregressiva Estrutural (SVAR), o estudo explora as complexidades e as interações entre políticas fiscais e monetárias e seu impacto no crescimento econômico e na estabilidade fiscal. Motivada pela recente proposta de reforma tributária no Brasil, que busca simplificar e reduzir a carga do sistema tributário, a análise examina como tais mudanças podem influenciar variáveis macroeconômicas chave, como o Produto Interno Bruto (PIB). Este estudo contribui para o debate acadêmico sobre políticas fiscais e crescimento econômico, fornecendo aos formuladores de políticas informações sobre práticas ótimas para maximizar o crescimento econômico sem comprometer a responsabilidade fiscal.

2.1 Introdução

O presente artigo dedica-se à investigação das repercussões das políticas fiscais na economia brasileira, focando-se especificamente nos efeitos de aumentos tributários e de reduções de despesas governamentais. A análise é conduzida através de uma robusta metodologia macroeconômica, detalhada nas seções subsequentes, que inclui análises empíricas apoiadas por modelos de Vector Autoregression (VAR) e Structural Vector Autoregression (SVAR), explorando assim as complexidades e interações entre políticas fiscais e monetárias e seu impacto no crescimento econômico e na estabilidade fiscal.

Historicamente, as reformas fiscais têm apresentado uma capacidade dual, estimulando a atividade econômica e ao mesmo tempo impondo desafios significativos, particularmente em economias em desenvolvimento como a brasileira (SHAH, 1994). Esta análise é motivada pela

recente proposta de reforma tributária no Brasil, que pretende simplificar e reduzir a carga do sistema tributário, conforme delineado em documentos oficiais do Ministério da Fazenda. Este estudo analisa como tais mudanças podem influenciar variáveis macroeconômicas fundamentais, como o Produto Interno Bruto (PIB) e a geração de empregos, utilizando a abordagem metodológica descrita para avaliar os efeitos dinâmicos dessas políticas.

A metodologia empregada neste estudo inclui a aplicação de modelos econométricos avançados, que permitem uma análise detalhada e quantitativa dos impactos das políticas fiscais. Referências fundamentais, como Blanchard e Perotti (2002) e Alberto Alesina e Silvia Ardagna (1998), fornecem o pano de fundo teórico para a análise dos multiplicadores fiscais e dos ajustes fiscais, respectivamente. A complexidade dos efeitos das políticas fiscais é examinada através de perspectivas contrastantes, como os estudos de Maebayashi et al. (2017) e Oliveira et al. (2022), que discutem a redução da dívida pública e seus impactos sobre o crescimento.

Este estudo contribui para o debate acadêmico sobre políticas fiscais e crescimento econômico, oferecendo aos formuladores de políticas insights sobre as melhores práticas para maximizar o crescimento econômico sem comprometer a responsabilidade fiscal. A investigação é profundamente engajada na análise da sustentabilidade da dívida pública sob as políticas de austeridade, uma questão de relevância crítica dada a atual conjuntura econômica brasileira. Ademais, amplia a compreensão sobre os efeitos das políticas fiscais na economia brasileira, focando especificamente nos impactos de aumentos tributários e cortes de gastos governamentais. Os resultados indicam que, enquanto tais políticas podem oferecer algum alívio fiscal no curto prazo, elas possuem potencial para desacelerar o crescimento econômico a longo prazo.

A análise empírica, apoiada por modelos de Regressão Vetorial Autoregressiva (VAR) e Regressão Vetorial Autoregressiva Estrutural (SVAR), sugere que ajustes fiscais prudentes e bem calibrados são essenciais para assegurar a saúde econômica sem comprometer a estabilidade fiscal e o desenvolvimento econômico sustentável. Este artigo contribui para o debate acadêmico e orienta políticas ao evidenciar práticas ótimas e alertar sobre os riscos de abordagens fiscais restritivas.

2.2 Impacto das Políticas Fiscais

O debate sobre o impacto das políticas fiscais, notadamente o aumento de impostos e o corte de gastos governamentais, na atividade econômica é uma questão perene e complexa na literatura econômica. Governos recorrem às políticas fiscais como mecanismos essenciais para a gestão econômica, equilíbrio orçamentário e promoção do desenvolvimento (CLOYNE, 2013). Contudo, enfrentam o dilema de fomentar o crescimento econômico enquanto asseguram a sustentabilidade fiscal, um desafio enfatizado por estudos como o de Papageorgiou (2011), que analisa as nuances dessas políticas na economia grega, evidenciando a dualidade dos seus impactos. Segundo Stiglitz (2000), "A política fiscal pode ser uma ferramenta poderosa para promover o crescimento econômico, especialmente em países em desenvolvimento. No entanto, é importante usá-la de forma eficaz e responsável". Este artigo visa explorar como estratégias frequentemente utilizadas para a consolidação fiscal, como o aumento de impostos e o corte de gastos, influenciam a dinâmica econômica, possivelmente levando a uma redução da atividade econômica. O efeito da política fiscal sobre o crescimento depende de diversos fatores, como o estado da economia e a forma como as políticas são implementadas. É importante que os governos considerem cuidadosamente esses fatores ao formular suas políticas fiscais (Blanchard, 2016).

Central à problemática deste estudo está a conjectura de que, embora eficazes para o ajuste das contas públicas no curto prazo, tais medidas possam ter implicações negativas para o crescimento econômico no longo prazo. A complexidade se aprofunda ao considerarmos o contexto econômico específico, a estrutura fiscal do país e o estado do ciclo econômico em que essas políticas são implementadas. Pesquisas como as de Maebayashi et al. (2017) e Oliveira et al. (2022) contribuem para essa discussão, oferecendo perspectivas sobre os efeitos dinâmicos da redução da dívida

pública e o impacto da dívida sobre o crescimento no Brasil, respectivamente, destacando as divergências de opiniões e a necessidade de um entendimento mais aprofundado sobre como as políticas fiscais afetam a economia.

A economia brasileira, em sua complexa teia de interações fiscais e políticas monetárias, encontra-se diante de um marco histórico com a proposta da nova reforma tributária. Esse movimento legislativo, detalhado no portal do Ministério da Fazenda, busca, em tese, não apenas simplificar o sistema tributário nacional, mas também torná-lo mais eficiente e menos oneroso para o setor produtivo. Barro (2013), argumenta que o efeito da política fiscal sobre o crescimento depende de diversos fatores, como a credibilidade do governo e a forma como as políticas são implementadas. Diante deste cenário, emerge a indagação central deste trabalho: "Aumento de impostos e corte de gastos: Provocam uma redução da atividade econômica?". Esta questão é particularmente pertinente em um momento em que o país procura equilibrar crescimento econômico com sustentabilidade fiscal.

Este estudo propõe-se a analisar os impactos desta reforma tributária sobre o Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, adotando uma abordagem que considera as nuances e complexidades da macroeconomia nacional. Ao investigar como o ajuste fiscal, através de aumento de impostos e corte de gastos, pode influenciar a atividade econômica, busca-se contribuir para o debate sobre como políticas fiscais podem otimizar o crescimento econômico sem comprometer a responsabilidade fiscal. Essa análise é de suma importância, visto que o equilíbrio entre crescimento econômico e estabilidade fiscal é fundamental para a prosperidade de longo prazo da nação.

Considerando o material disponibilizado pelo Ministério da Fazenda, este trabalho se debruçará sobre os aspectos técnicos e as expectativas geradas pela reforma, procurando elucidar seus possíveis efeitos sobre a economia como um todo. Em suma, este trabalho visa não apenas esclarecer as potenciais consequências da reforma tributária para a atividade econômica brasileira, mas também contribuir para o aprimoramento das discussões acadêmicas e políticas sobre a relação entre política fiscal e crescimento econômico.

2.3 Referencial Teórico

A política fiscal, compreendendo tanto a tributação quanto os gastos governamentais, desempenha um papel central na modulação da atividade econômica. Um vasto espectro de estudos empíricos e teóricos tem investigado o impacto dessas políticas sobre o crescimento econômico e o bem-estar social, revelando um cenário complexo e multifacetado. O artigo de Dimitris Papageorgiou, "Fiscal policy, economic activity, and welfare: The case of Greece" (2011), serve como uma base empírica fundamental, investigando os efeitos diferenciados que as alterações nas políticas fiscais exercem sobre a economia grega. Utilizando um modelo de crescimento neoclássico que incorpora um setor público, Papageorgiou identifica que "mudanças nas taxas de imposto sobre o trabalho e o capital têm efeitos significativos e quantitativos sobre variáveis macroeconômicas chave como produção e consumo, bem como no bem-estar social" (Papageorgiou, 2011, p. 3).

Este estudo sublinha a complexidade das políticas fiscais, revelando como diferentes abordagens podem levar a resultados variados no tocante à produção econômica e ao bem-estar. Em contrapartida, a pesquisa de Maebayashi, Hori, e Futagami (2017), intitulada "Análise Dinâmica de Reduções na Dívida Pública em um Modelo de Crescimento Endógeno com Capital Público", explora a temática da redução da dívida pública e seu impacto sobre o crescimento econômico. O estudo postula que "a redução da dívida pública através de cortes no gasto público tende a ter um efeito negativo menor no crescimento do que a redução da dívida através de aumentos de impostos" (Maebayashi et al., 2017, p. 7), evidenciando a relevância da produtividade do capital público na determinação dos efeitos de tais políticas sobre o crescimento econômico. Este trabalho ressalta a importância de uma análise cuidadosa da composição das políticas fiscais e de como a eficiência no uso dos recursos públicos pode alterar os resultados econômicos.

La Torre e Marsiglio (2020), em seu artigo "Uma Nota sobre Políticas Ótimas de Redução da Dívida", avançam nessa discussão ao examinar as estratégias mais eficazes para a redução do endividamento governamental de maneira sustentável. Eles argumentam que "o objetivo de reduzir a dívida pública não é apenas um fim em si mesmo, mas sim um meio para alcançar outros objetivos macroeconômicos como o crescimento econômico e a estabilidade social" (La Torre & Marsiglio, 2020, p. 2). Este insight é crucial, pois aponta para os dilemas enfrentados pelos formuladores de políticas ao balancear a necessidade de estabilidade fiscal com o desejo de promover um ambiente econômico propício ao crescimento e bem-estar.

Adicionalmente, o estudo "A Teoria da Dívida Pública e Crescimento Econômico: Uma Análise Empírica para o Brasil" de Oliveira et al. (2022), fornece uma perspectiva empírica valiosa sobre a relação entre dívida pública e crescimento econômico no Brasil. Os autores confirmam que "a dívida pública tem um efeito negativo sobre o crescimento econômico no Brasil" (Oliveira et al., 2022, p. 4), especialmente em contextos de alta inflação e instabilidade política. Este resultado evidencia a complexidade da gestão da dívida pública em economias emergentes e destaca a necessidade de políticas fiscais cuidadosamente calibradas para minimizar impactos adversos sobre o crescimento. Estes estudos, em conjunto, enfatizam a complexidade e os desafios associados à política fiscal e seu impacto no bem-estar e na atividade econômica. Eles demonstram a importância crítica da escolha e implementação de políticas fiscais, considerando seus efeitos potenciais, trade-offs e o contexto econômico específico.

A utilização de metodologias de análise de políticas monetárias, particularmente por meio da abordagem *Vector Autoregression* (VAR), foi pioneiramente explorada por Sims (1980). No entanto, sua aplicação mais notória, especialmente para a mensuração de multiplicadores fiscais, é atribuída a Blanchard e Perotti (2002). Em sua obra seminal "Uma Caracterização Empírica dos Efeitos Dinâmicos das Mudanças nos Gastos Governamentais e Impostos sobre a Produção" (2002), os autores analisam meticulosamente como alterações na política fiscal podem influenciar a produção econômica de um país através do *Structural Vector Autoregression* (SVAR) em combinação com uma abordagem narrativa para investigar eventos específicos da política fiscal, abrangendo os gastos governamentais, as receitas líquidas e o Produto Interno Bruto (PIB).

Blanchard e Perotti (2002), tecem suas análises sob premissas intrínsecas à dinâmica fiscal. Primeiramente, enfatizam que as políticas fiscais discricionárias não exercem efeito imediato sobre o produto econômico no trimestre em que são aplicadas. Além disso, realçam que a reação da produção econômica segue de maneira coerente com as previsões auxiliares relacionadas à elasticidade fiscal do produto. As inovações inesperadas nas variáveis fiscais, identificadas pelo modelo VAR, são interpretadas como choques inéditos nas políticas fiscais, sugerindo a existência de fatores externos que interferem nas previsões convencionais. Por fim, defendem a ideia de que os multiplicadores fiscais se mantêm estáveis, mesmo diante das oscilações inerentes ao ciclo econômico. Essas suposições são cruciais para a análise do comportamento dos multiplicadores fiscais e fornecem a base para o entendimento de como as políticas fiscais afetam a macroeconomia.

A pesquisa de Blanchard e Perotti (2002), culmina em uma série de descobertas, sendo a principal delas que o multiplicador fiscal oscila entre 0,9 e 1,84 frente a um choque de inovação nos gastos públicos. Tal conclusão é inferida a partir da relação entre a elasticidade do PIB frente aos gastos governamentais e a proporção entre os gastos públicos e o PIB. Este resultado sublinha a importância de uma compreensão aprofundada dos efeitos da política fiscal e sua implementação consciente para promover uma gestão econômica eficaz e responsável. Adicionalmente, verifica-se a expectativa de que multiplicadores associados ao consumo do governo sejam positivos, reforçando o entendimento de que gastos governamentais podem efetivamente estimular o produto econômico. Em contrapartida, observa-se que a elevação da taxa de imposto tende a exercer um efeito negativo, atuando como um desestímulo ao produto, o que ressalta a importância de uma abordagem equilibrada na gestão da carga tributária sobre a economia.

A contribuição de Blanchard e Perotti (2002) ao desenvolvimento de metodologias para a análise dos multiplicadores fiscais marcou um avanço significativo na pesquisa econômica, suscitando discussões que enriqueceram o entendimento sobre políticas fiscais. Em particular, Auerbach e Gorodnichenko (2012) e Mountford e Uhlig (2009) ampliaram o debate sobre a endogeneidade da política fiscal, questionando como inovações não antecipadas pelos agentes são capturadas pelos modelos VAR e a influência da ordenação recursiva das variáveis. Adotando uma abordagem menos convencional, Mendonça et al. (2013) aplicaram o que é conhecido como identificação agnóstica. Eles argumentam que, ao invés de confiar em restrições pré-estabelecidas baseadas na teoria econômica, essa abordagem permite um olhar mais imparcial sobre a relação entre as variáveis. A metodologia de Uhlig (2005) apoia essa visão, filtrando as respostas de impulso que são inconsistentes com a teoria econômica. Os resultados de Mountford e Uhlig (2009), ao analisarem a economia americana de 1955 a 2000, revelam que um aumento nos gastos públicos, mesmo quando financiado por um déficit fiscal crescente, pode ter um efeito ambivalente, refletindo multiplicadores de aproximadamente 0,65. Isso evidencia a complexidade dos efeitos das políticas fiscais, com nuances que incluem desde o potencial estímulo ao consumo privado até as chances de reações negativas do produto, possivelmente apontando para um fenômeno de crowding out.

No contexto da investigação sobre os efeitos dinâmicos da austeridade fiscal no tecido econômico brasileiro, sobretudo no que tange à interação entre aumento de impostos e corte de gastos com o crescimento econômico, torna-se imperativo uma análise meticulosa das despesas da União. Tal escrutínio não apenas esclarece os meandros pelos quais a austeridade fiscal se manifesta, mas também permite uma avaliação crítica de seu impacto sobre diferentes segmentos da economia. A análise de Blanchard e Perotti (2002) serve como prelúdio, estabelecendo que as políticas fiscais discricionárias demandam tempo para influenciar o produto econômico, não produzindo efeitos imediatos no trimestre de sua implementação. Além disso, ressaltam a coesão entre a reação da produção econômica e as previsões que consideram a elasticidade fiscal do produto, destacando a relevância das surpresas nas variáveis fiscais como indicadores de choques nas políticas fiscais, impulsionadas por fatores exógenos.

Neste estudo, aprofundamo-nos na sustentabilidade da dívida pública à luz das políticas de austeridade, ecoando as considerações de Alberto Alesina e Silvia Ardagna (1998) sobre a complexa relação entre corte de gastos, crescimento econômico e a trajetória da dívida pública. A dialética entre a necessidade de equilíbrio fiscal e os imperativos de crescimento econômico demanda uma avaliação que transcenda o curto prazo, ponderando sobre como a austeridade pode, paradoxalmente, afetar a razão dívida/PIB ao comprometer o crescimento.

Além disso, o exame dos efeitos distributivos das políticas fiscais, inspirado nas análises de Joseph Stiglitz, ilustra a desigualdade inerente aos cortes de gastos e aumentos de impostos. Esta faceta da austeridade fiscal revela impactos desproporcionais sobre diferentes grupos sociais, exacerbando disparidades econômicas e sociais. Da mesma forma, a reação do setor privado às políticas de austeridade, uma área de interesse para Carmen Reinhart e Kenneth Rogoff, sugere que a confiança empresarial e o consumo podem ser adversamente afetados, resultando em um decréscimo da demanda agregada e, por conseguinte, do crescimento econômico.

Concluindo, a análise proposta neste estudo visa não apenas elucidar os mecanismos através dos quais a austeridade fiscal impacta a economia brasileira, mas também fundamentar a busca por políticas fiscais que harmonizem a prudência fiscal com a promoção do crescimento econômico sustentável. A complexidade desta tarefa ressalta a importância de uma compreensão abrangente das dinâmicas fiscais e econômicas, ancorada tanto em teorias consagradas quanto em investigações empíricas contemporâneas.

2.3.1 Teorias econômicas que embasam as políticas fiscais e seus impactos esperados na atividade econômica

O impacto diferenciado das políticas fiscais no crescimento econômico ressalta a inter-relação entre as condições institucionais e os níveis de transparência fiscal. Com base na análise dos países da OCDE no período de 2000 a 2012, os países com menor transparência fiscal apresentam uma relação significativa entre a acumulação de capital e o crescimento econômico, em comparação com aqueles que possuem estruturas fiscais desenvolvidas (Drobiszová, 2013). Essa diferença reflete a distância dos primeiros de seu estado estacionário, proporcionando-lhes maior benefício dos investimentos em capital físico e humano.

Os gastos governamentais emergem como um vetor de crescimento notadamente nas nações de baixa transparência fiscal, onde se observa um impulso significativo por meio de investimentos em infraestrutura. Em países de alta transparência fiscal, o papel dos gastos governamentais assume um caráter matizado, exigindo uma avaliação criteriosa quanto à sua produtividade para se obter um entendimento claro do seu impacto no crescimento (Wagner, 1883). Em contextos de instituições menos robustas, a tributação apresenta um impacto negativo mais marcante, dada a possibilidade de que a opacidade fiscal favoreça ineficiências e práticas corruptas. Os impostos sobre a renda pessoal afetam negativamente o crescimento econômico apenas em países com estruturas institucionais fragilizadas, sublinhando a importância de sistemas fiscais transparentes e eficientes (Bird, 1971).

Por outro lado, a tributação sobre o patrimônio demonstra um impacto positivo mais evidente em nações com condições institucionais estáveis. Contudo, os impostos sobre o consumo, incluindo os relativos ao valor agregado, não manifestam variações estatísticas significativas entre os diferentes grupos de países, ilustrando a complexidade das políticas fiscais e seus efeitos variáveis sobre o crescimento econômico (Drobiszová, 2013; Machová, 2013). Adicionalmente, considera-se expressiva a análise das contribuições dos modelos keynesianos novos e tradicionais na discussão dos multiplicadores fiscais. Gali et al. (2007) argumentam que, de acordo com os modelos keynesianos novos, um choque de gastos governamentais raramente induz um aumento no consumo privado, com os multiplicadores fiscais frequentemente não excedendo a unidade. Tais modelos ressoam com os princípios neoclássicos, que enfatizam o efeito de deslocamento do consumo privado pelo aumento dos gastos governamentais.

Avanços teóricos significativos foram feitos por Woodford (2011) e Christiano et al. (2011), que, no âmbito dos modelos keynesianos novos, contudo, sugerem que choques de gastos governamentais podem resultar em multiplicadores significativos quando se opera com uma taxa de juros nominal no limite inferior zero (ZLB). Wieland (2011) fornece suporte empírico para essa teoria, mostrando que os multiplicadores fiscais podem ultrapassar a unidade em situações de ZLB vinculante. No entanto, os valores máximos para esses multiplicadores encontrados por Wieland situam-se em cerca de 1.5, valor consideravelmente inferior aos propostos por Woodford e Christiano et al.

Ademais, os períodos em que a ZLB se apresenta vinculante durante recessões têm sido eventos atípicos na história econômica contemporânea, o que dificulta a generalização desses resultados para todas as recessões. A disparidade entre as perspectivas dos modelos keynesianos novos e tradicionais acerca dos efeitos dos choques de gastos governamentais é notável, levantando a hipótese de que essa diferença advém, em parte, da ausência de consideração da capacidade ociosa nos modelos keynesianos novos. Ao contrário, os modelos keynesianos antigos reconhecem que os mercados podem não estar sempre em equilíbrio, particularmente durante recessões, o que poderia atenuar o deslocamento do consumo ou do investimento privado pelo incremento dos gastos governamentais em tais períodos.

Durante a Grande Recessão, diversas nações implementaram políticas fiscais expansionistas com o objetivo de mitigar os impactos dos expressivos choques negativos em suas economias. Essas ações foram tomadas a despeito do ceticismo de muitos economistas quanto à eficácia da política fiscal em reativar a atividade econômica. Nos Estados Unidos, em particular, os fundamentos para

uma política fiscal mais ativa já haviam sido estabelecidos por desenvolvimentos políticos anteriores, caracterizados por um aumento no ativismo fiscal mais cedo na mesma década (Auerbach e Gale, 2009).

Portanto, os resultados empíricos deste estudo sugerem que o ativismo fiscal pode ser efetivo em estimular a produção durante uma recessão profunda, e que os potenciais efeitos colaterais, como um aumento da inflação, são também menos prováveis sob tais circunstâncias. Esses achados questionam as conclusões da literatura nekeynesiana, que propõe que choques nos gastos governamentais, mesmo quando incrementam a produção, tenderiam a suprimir a atividade econômica privada. Embora haja progressos recentes que ofereçam justificativas para multiplicadores fiscais ampliados em contextos de uma ZLB vinculante em taxas de juros, nossas descobertas aplicam-se a condições recessivas mais gerais, desafiando o desenvolvimento de novos modelos que possam, a exemplo dos modelos keynesianos tradicionais, incorporar multiplicadores fiscais positivos para a atividade econômica privada.

Impactos das Políticas Fiscais na Atividade Econômica

Impactos das políticas fiscais na atividade econômica são um tema central nos estudos de macroeconomia, pois essas políticas determinam de modo significativo os rumos do crescimento econômico e da estabilidade financeira de um país. Um multiplicador fiscal refere-se ao efeito que um aumento no gasto público ou uma redução nos impostos tem sobre a renda nacional (Sanz-Sanz e Sanz Labrador, 2013). De acordo com a teoria keynesiana, em períodos de recessão, um aumento do gasto público pode ter um efeito multiplicador sobre a renda e o emprego, pois gera um ciclo de aumento de consumo e investimento que é maior do que o investimento inicial do governo. Segundo Blanchard e Leigh (2013), os multiplicadores podem ser maiores em situações de recessão devido à baixa taxa de substituição entre consumo e poupança.

No curto prazo, políticas de estímulo fiscal podem impulsionar a demanda agregada e reduzir o desemprego. Contudo, no longo prazo, tais políticas podem levar a um aumento da dívida pública, o que requer uma gestão cuidadosa para evitar efeitos adversos sobre a economia, como inflação e elevação da taxa de juros. A literatura econômica, como Alesina e Ardagna (2010), sugere que alguns ajustes fiscais baseados em cortes de gastos podem ser mais eficazes para promover crescimento no longo prazo do que aqueles baseados em aumento de impostos.

A literatura sobre a relação entre política fiscal e crescimento a curto prazo debate entre teorias que preveem estímulos temporários ao PIB, como os modelos keynesianos e nekeynesianos, e aquelas que afirmam efeitos nulos ou negativos, como os neoclássicos. O modelo keynesiano postula que estímulos aumentam a produção devido à rigidez dos preços, resultando em mais empregos. Por outro lado, o neoclássico baseia-se na "equivalência ricardiana", argumentando que aumentos de déficit são compensados por futuros impostos, mantendo o consumo estável pela Teoria da Renda Permanente de Friedman e no ciclo de vida de Modigliani. O modelo nekeynesiano, embora reconheça isso, sustenta que estímulos impulsionam a demanda agregada, gerando produção e empregos adicionais. Em suma, a política fiscal pode ativar recursos ociosos, segundo esta teoria.

Artigos, como os de Auerbach e Gorodnichenko (2012), apontam que o efeito das políticas fiscais expansionistas varia conforme as circunstâncias econômicas, especialmente: o Em fases com alto desemprego ou subutilização de capital, estímulos fiscais podem empregar recursos ociosos sem gerar inflação. o Quando a política monetária perde eficácia, especialmente em taxas de juros próximas do limite inferior zero, a política fiscal afeta mais o crescimento econômico e inflação de forma previsível. o Restrições de crédito limitam a validade da "equivalência ricardiana", aumentando o impacto positivo das políticas expansionistas sobre a demanda. o Políticas temporárias e reversíveis são mais eficazes, reduzindo a reação dos consumidores em cortar o consumo. o A confiança na economia influencia a eficácia dos estímulos fiscais, com países com finanças públicas sólidas respondendo melhor a aumentos de gastos. o A abertura

comercial reduz a efetividade dos estímulos fiscais, pois parte do impacto é absorvido por maiores importações, especialmente em países com taxas de câmbio flexíveis.

Nas fases recessivas, estímulos fiscais são mais eficazes devido a recursos ociosos, ineficácia da política monetária, caráter temporário dos estímulos e maior tolerância contra restrição creditícia, como evidenciado por Roeger e in't Veld (2012). No entanto, durante fases de expansão econômica, o multiplicador do gasto público é próximo a zero, pois a falta de recursos ociosos resulta em aumento dos juros e inflação, contrapondo-se ao crescimento econômico. Portanto, crises econômicas aumentam a eficácia dos estímulos fiscais. Fatores como confiança econômica, capacidade da política monetária e competitividade influenciam na eficácia dos estímulos, com restrições financeiras aumentando o multiplicador fiscal (Sanz-Sanz e Sanz Labrador, 2013).

A competitividade melhora as exportações, reduzindo a inflação causada por cortes orçamentários. Restrições financeiras limitam empréstimos privados para compensar a redução do consumo público. Confiança, política monetária eficaz e melhorias na competitividade diminuem o multiplicador fiscal, enquanto restrições financeiras agravam o impacto negativo dos ajustes fiscais no PIB e consumo. Avanços na política monetária podem compensar consolidações fiscais, enquanto melhorias na transferência de recursos entre setores mitigam os efeitos dos cortes fiscais. Restrições de crédito reduzem a capacidade do setor privado de aumentar o consumo ante a redução do gasto público.

Alinhada a esses fatores que reduzem o multiplicador fiscal, parte da literatura sugere que a política fiscal expansionista pode ser ineficaz, mesmo em recessões. Bils e Klenow (2004) argumentam que os preços não são tão rígidos como supõem os keynesianos e neokeynesianos, resultando em maior inflação com estímulos fiscais. Baskin (2012) observa que aumentos temporários de gastos são frequentemente tornados permanentes, eliminando a eficácia dos estímulos fiscais, com muitos programas carecendo de análise custo-benefício rigorosa. Além disso, Kollmann et al. (2011) mostram que em crises associadas a crises bancárias, a recapitalização bancária pode ser mais eficaz do que aumentos de gastos públicos. Farmer e Plotnikov (2012) alertam que estímulos fiscais podem diminuir o consumo privado, resultando em perda de bem-estar social, a menos que gerem bens de longo prazo com alto valor social. Buti e Pench (2012) observam que em alguns países, altos déficits resultam de aumentos de gastos em tempos de boom econômico, sugerindo que ajustes fiscais em crises podem aumentar a confiança na sustentabilidade das finanças públicas.

Segundo Sanz-Sanz e Sanz Labrador (2013) a literatura empírica sobre multiplicadores fiscais examina a resposta de curto prazo do PIB ou consumo a mudanças nos gastos públicos ou impostos. Um multiplicador de gastos público igual a um indica que um aumento de 1% resulta em um aumento correspondente no PIB, enquanto multiplicadores maiores que um sugerem um efeito multiplicador positivo e menores que um indicam compensação parcial por meio de reduções no consumo e investimento privado. O multiplicador de impostos é negativo. A endogeneidade é um desafio na análise da relação entre política fiscal e crescimento econômico. Métodos como SVAR e modelos "narrativos" tentam contornar esse problema identificando choques fiscais exógenos. A relação entre estímulos fiscais e crescimento econômico é complexa, pois a análise precisa distinguir mudanças exógenas das endógenas. A relação entre gasto público e crescimento é esperada positiva, enquanto para impostos, é negativa, mas essa dinâmica pode ser revertida em certos cenários. Além disso, há estudos que se concentram na reação do consumo a variações no gasto de defesa, considerados os financiadores mais exógenos das finanças públicas.

Os vetores autorregressivos estruturais (SVAR) capturam interdependências lineares entre múltiplas séries temporais, onde a evolução de cada variável é explicada em função de seus próprios atrasos e os das demais variáveis do modelo. Eles identificam a variação na política fiscal não prevista como inovações que constituem mudanças exógenas à situação econômica, descontando gastos públicos não previstos (Sanz-Sanz e Sanz Labrador, 2013). Outro método se concentra na análise do PIB e consumo de aumentos dos gastos de defesa resultantes de conflitos militares,

considerados exógenos à economia.

A literatura sobre multiplicadores fiscais está dividida entre estudos que apontam multiplicadores elevados, concluindo que políticas fiscais expansionistas são úteis, e outros que encontram estimativas em sentido contrário. Modelos que empregam métodos VAR ou SVAR tendem a encontrar efeitos positivos dos estímulos fiscais no consumo privado no curto prazo, enquanto os que utilizam modelos narrativos podem encontrar impactos negativos. Christian et al. (2011) e Auerbach e Gorodnichenko (2012) encontram multiplicadores elevados para o gasto público, embora Auerbach e Gorodnichenko (2012) observem que esses efeitos são de curta duração. Além disso, Barro (2009) aponta para um multiplicador mais baixo, e Ilzetzki et al. (2010) sugerem que em países com dívida elevada, os multiplicadores podem até ser negativos. Estudos que utilizam modelos narrativos, como Romer e Romer (2010) e Perotti (2012), também encontram multiplicadores baixos ou negativos, destacando os efeitos adversos dos aumentos de impostos sobre o PIB.

Políticas Fiscais e Crescimento Econômico

Teorias do Crescimento Endógeno: Integração das políticas fiscais nas teorias do crescimento endógeno, analisando como as políticas fiscais podem influenciar o crescimento econômico de longo prazo. Investimentos em Capital Físico e Humano: Avaliação do papel dos gastos governamentais, especialmente em infraestrutura e educação, no suporte ao crescimento econômico. Investimentos em capital físico e humano são fundamentais para sustentar o crescimento econômico a longo prazo. No estudo de 1989 intitulado "A Despesa Pública é Produtiva?", David Aschauer examina meticulosamente o impacto dos gastos governamentais em infraestrutura sobre a produtividade econômica, enfatizando a contribuição da acumulação de capital no setor público para explicar as variações de produtividade observadas na economia privada dos Estados Unidos.

Aschauer destaca que investimentos governamentais em infraestruturas essenciais, tais como estradas, pontes e redes de telecomunicações, são cruciais para diminuir custos de transação e elevar a competitividade das firmas. Ele argumenta que essas infraestruturas aprimoram o fluxo de bens e serviços, reduzindo os custos e o tempo associados ao transporte e distribuição, o que permite às empresas operarem com maior eficiência e redução de custos operacionais.

De acordo com Aschauer, sob a perspectiva neoclássica, os gastos públicos em investimentos de infraestrutura possuem um efeito estimulativo sobre a produção privada mais significativo do que incrementos comparáveis em despesas de consumo público. Isto ocorre porque tais investimentos tendem a aumentar a taxa de retorno do capital privado, incentivando, por conseguinte, um aumento nos investimentos e na produção no setor privado. O autor também sublinha que os investimentos públicos não apenas fornecem bens e serviços essenciais que poderiam não ser eficientemente providos pelo mercado, mas também funcionam como um catalisador para o crescimento econômico e produtividade. A análise empírica de Aschauer sugere que movimentações nos investimentos públicos podem gerar expansões na produção do setor privado desproporcionalmente maiores do que os próprios gastos públicos iniciais.

Concluindo, Aschauer ressalta a importância estratégica dos gastos governamentais em infraestrutura dentro da política fiscal, enfatizando que decisões acertadas nesta área podem ser uma ferramenta poderosa para impulsionar não apenas a eficiência econômica imediata, mas também para sustentar a competitividade das empresas em longo prazo, facilitando um ambiente econômico mais dinâmico e interconectado. Este reconhecimento dos efeitos benéficos dos gastos em infraestrutura é crucial para orientar políticas que promovam um crescimento econômico robusto e sustentável.

Paralelamente, o investimento em educação é vital para o desenvolvimento de um capital humano qualificado, capaz de contribuir para a inovação e competitividade econômica (BECKER, 1964). A eficácia desses investimentos não se limita apenas à melhoria imediata da capacidade produtiva. Eles também ampliam o potencial de inovação e desenvolvimento tecnológico, contribuindo

para um ciclo virtuoso de crescimento econômico. Por exemplo, a expansão da infraestrutura de transporte pode melhorar significativamente a logística, reduzindo os custos e tempos de entrega, o que diretamente beneficia setores como o comércio e a indústria (RODRIGUE et al., 2016).

Além disso, segundo a obra "Sobre a Mecânica do Desenvolvimento Econômico" de Lucas, o investimento em educação eleva a qualidade da força de trabalho, o investimento em educação é crucial para a elevação da qualidade da força de trabalho, enfatizando o papel fundamental do capital humano na promoção do desenvolvimento econômico. Lucas destaca que a diversidade entre países nos níveis de renda per capita é literalmente grande demais para ser acreditada e que as taxas de crescimento do GNP real per capita também são diversas, mesmo durante períodos prolongados. Ele ressalta ainda que o acúmulo de capital humano através da educação não apenas melhora a produtividade individual dos trabalhadores, mas também facilita a transferência de conhecimentos e habilidades entre gerações, um aspecto vital para economias que almejam avançar para setores de maior valor agregado, como tecnologia e serviços especializados.

Lucas também discute que o acúmulo de capital humano pode ser alcançado através de investimentos diretos em educação formal e por experiências práticas, como aprendizado no trabalho, que também contribuem significativamente para o aumento da produtividade. Segundo Lucas, esses investimentos em capital humano não apenas aumentam a capacidade produtiva dos indivíduos, mas também melhoram a eficiência global das economias ao permitir uma transição suave para setores que requerem habilidades mais complexas e especializadas. Essencialmente, o argumento de Lucas sugere que economias que investem em educação estão melhor equipadas para inovar e para competir nos mercados globais. Segundo ele, a educação eleva a capacidade de inovação dos trabalhadores e permite que eles contribuam de maneira mais efetiva para o crescimento econômico, particularmente em setores que são intensivos em conhecimento (LUCAS, Robert E., 1988).

Esses investimentos requerem, contudo, uma gestão cuidadosa para assegurar que os recursos sejam alocados eficientemente. Problemas como corrupção, desperdício e falta de planejamento adequado podem mitigar os benefícios dessas políticas públicas. Portanto, a transparência e a accountability são essenciais para garantir que os investimentos em capital físico e humano atinjam seus objetivos de longo prazo. Klitgaard (1988) enfatiza que a corrupção não é apenas um problema localizado, mas um sistema com suas próprias regras e normas que muitas vezes estão profundamente enraizadas nas culturas institucionais, tornando a mudança um desafio significativo. O autor ressalta que, para combater efetivamente a corrupção e garantir uma administração eficaz dos recursos, não basta apenas a ação governamental; é necessário envolver toda a sociedade, incluindo empresas e cidadãos, para criar um sistema robusto de monitoramento e responsabilização. Este envolvimento mais amplo ajuda a identificar e corrigir falhas no sistema antes que elas levem ao desperdício ou corrupção (KLITGAARD, 1988).

Ainda conforme Klitgaard (1988), é essencial mudar a cultura institucional que sustenta práticas corruptas, começando por enviar sinais fortes de mudança, como a punição de indivíduos de alto perfil envolvidos em corrupção, conhecido como "fritar peixes grandes". Além disso, é fundamental estabelecer sucessos visíveis no curto prazo que possam mudar as expectativas e criar um ímpeto para reformas mais profundas e duradouras. Essas ações não apenas promovem uma governança mais eficaz, mas também restauram a confiança pública nas instituições, que é crucial para a sustentabilidade de longo prazo de qualquer investimento em capital físico e humano.

Adicionalmente, a sustentabilidade fiscal desses investimentos não pode ser ignorada. Os governos devem equilibrar o impulso ao crescimento com a manutenção da estabilidade fiscal, evitando níveis insustentáveis de dívida pública que possam comprometer o crescimento futuro. Assim, uma estratégia fiscal prudente que incorpore investimentos estratégicos em capital físico e humano é fundamental para qualquer política de crescimento econômico baseada nas teorias do crescimento endógeno Barro (1990).

As teorias do crescimento endógeno, desenvolvidas nas últimas décadas do século XX por

economistas como Paul Romer e Robert Lucas, introduzem uma nova perspectiva sobre o papel das políticas públicas no crescimento econômico. Essas teorias enfatizam que o crescimento econômico resulta de fatores internos à economia, não apenas de influências externas. Políticas fiscais, neste contexto, se tornam impulsores do crescimento econômico ao afetar diretamente a inovação e a acumulação de capital humano. Romer, em seu Modelo de Crescimento de 1990, desenvolveu um dos primeiros e mais influentes modelos de crescimento endógeno, incorporando a tecnologia como um bem não rival e parcialmente excludente, sugerindo que o conhecimento e a inovação são motores essenciais do crescimento econômico.

Investimentos em capital físico e humano fornecem suporte ao crescimento econômico. Gastos governamentais em infraestrutura como estradas, pontes e redes de telecomunicações são fundamentais para a eficiência econômica, pois reduzem custos de transação e aumentam a competitividade das empresas. Além disso, o investimento em educação é vital para o desenvolvimento de um capital humano qualificado, capaz de contribuir para a inovação e para a competitividade econômica. A importância do capital humano abordado no Modelo de Crescimento de Robert E. Lucas (1988), onde o autor sobreleva que o capital humano aumenta a produtividade tanto do indivíduo com maior grau de educação ou habilidades, quanto de outros trabalhadores, através de efeitos de externalidades. Segundo o autor, os efeitos desses investimentos são múltiplos. Além de otimizar a capacidade produtiva imediata, também ampliam o potencial de inovação e de desenvolvimento tecnológico a longo prazo. A eficácia dessas políticas fiscais depende da eficiência com que os recursos são alocados e geridos. Logo o desafio é dobrado: inicialmente, as decisões sobre quanto e onde investir devem alinhar-se com as necessidades reais da economia; segundo, deve-se garantir que tais investimentos não sejam prejudicados por problemas como corrupção ou ineficiência administrativa. Ademais, é fundamental que essas políticas sejam sustentáveis do ponto de vista fiscal, para não comprometerem a estabilidade econômica futura com altos níveis de dívida pública.

Em suma, para Robert E. Lucas (1988), as políticas fiscais são particularmente eficazes quando focadas no estímulo ao capital físico e humano, pilares das teorias do crescimento endógeno. Ele argumenta que "a diversidade entre países nos níveis de renda per capita é literalmente grande demais para ser acreditada" e que as taxas de crescimento do PIB real per capita também são diversas, mesmo durante períodos prolongados (LUCAS, Robert E., 1988). Essa diversidade é parcialmente derivada de diferentes graus de acumulação de capital físico e humano, sugerindo que as políticas que visam estimular essas formas de capital podem ter impactos significativos nas taxas de crescimento econômico.

Porém, a implementação dessas políticas requer um escrutínio rigoroso e uma gestão cuidadosa para maximizar seus benefícios e minimizar possíveis riscos ou ineficiências. Lucas discute a importância do ambiente macroeconômico e institucional no qual essas políticas são implementadas, enfatizando que sem uma estrutura de governança sólida e transparente, os investimentos podem não alcançar os resultados desejados. Lucas destaca que mesmo nos países ricos, os sinais de corrupção são preocupantes, e as ultrapassagens de custos em projetos de obras públicas nos Estados Unidos, por exemplo, aumentaram acentuadamente ao longo dos últimos 50 anos" (LUCAS, Robert E., 1988, p. 5). Isso sublinha a necessidade de políticas bem planejadas e de sistemas de accountability robustos para garantir a eficácia dos investimentos públicos em capital físico e humano.

Portanto, segundo Lucas, enquanto o estímulo ao capital físico e humano é essencial para o crescimento econômico, a qualidade da gestão desses investimentos é igualmente crucial. Políticas mal gerenciadas ou implementadas em ambientes institucionais fracos não apenas falham em promover desenvolvimento, mas também podem exacerbar problemas existentes, como a corrupção e o desperdício de recursos. Assim, Lucas nos lembra da complexidade do desenvolvimento econômico e da necessidade de uma abordagem holística que inclua tanto o estímulo econômico quanto a integridade e transparência na gestão pública.

Os modelos de crescimento endógeno também incluem o Modelo de Aghion e Howitt (1992),

conhecido como modelo de crescimento schumpeteriano, que enfoca a inovação como motor do crescimento econômico e introduz o conceito de destruição criativa. Além disso, o Modelo de Crescimento Uzawa-Lucas, uma variação do modelo de Lucas desenvolvido por Hirofumi Uzawa, integra o capital humano de forma mais explícita na função de produção, destacando como o investimento em educação aumenta as habilidades da força de trabalho, elevando assim a taxa de crescimento econômico a longo prazo.

Políticas Fiscais em Contextos de Baixa vs. Alta Transparência Fiscal

Impacto da Transparência Fiscal: Análise do impacto diferenciado das políticas fiscais em contextos de baixa e alta transparência fiscal. Casos de Estudo da OCDE: Exemplos específicos dos países da OCDE que ilustram a relação entre transparência fiscal, políticas fiscais e crescimento econômico. Em 1998, o Fundo Monetário Internacional lançou o Código de Boas Práticas para a Transparência Fiscal, iniciando um programa de avaliações voluntárias para destacar a importância da transparência fiscal na governança e no desenvolvimento econômico. O primeiro Manual de Transparência Fiscal foi publicado para explicar o Código e auxiliar nas avaliações. Em 2007, o Código e o Manual foram revisados para reforçar a necessidade de informações governamentais completas, melhorando a tomada de decisões econômicas e a estabilidade financeira, enquanto aumentam a responsabilidade do governo e facilitam o acesso aos mercados internacionais (FMI, 2007).

Ainda de acordo com o Manual (FMI, 2007, p. 61), a avaliação técnica da sustentabilidade fiscal envolve analisar a variação do coeficiente de endividamento com foco no saldo primário, nas taxas de juros da dívida, no crescimento econômico e no estoque inicial da dívida. Politicamente, foca-se na mudança do saldo primário necessária para atingir ou manter metas de endividamento, indicando o ajuste fiscal necessário. Essa distinção entre movimentos cíclicos e mudanças estruturais é vital para políticas de médio prazo. A sustentabilidade de longo prazo é crucial em países com receitas significativas de recursos naturais devido à volatilidade dos preços das commodities. Além disso, a transparência e o realismo dos pressupostos macroeconômicos são essenciais para a integridade do processo orçamentário, enquanto a análise de sensibilidade ajuda a entender as pressões potenciais sobre o orçamento devido a mudanças nas condições macroeconômicas.

É destacado ainda, no Manual, a importância de considerar os riscos fiscais para a sustentabilidade fiscal. Os passivos contingentes são riscos significativos, incluindo obrigações explícitas, como garantias de empréstimos, e implícitas, como o resgate de bancos em dificuldades. Avaliar o impacto e a magnitude desses passivos é fundamental, pois podem tornar-se exigíveis e impactar substancialmente as finanças públicas. A transparência e a responsabilidade no governo exigem a clara exposição dos objetivos governamentais no orçamento e contas, com esforços recentes focados em orçamentação orientada para resultados. Assim, aumenta-se a transparência das escolhas estratégicas e operacionais e promove-se uma maior compreensão do impacto das decisões orçamentárias.

Para muitos países em desenvolvimento, a gestão de despesas financiadas por recursos externos apresenta desafios de transparência, especialmente quando processos separados são usados para administrar esses fundos, complicando o controle financeiro. Segundo o FMI, integrar essas despesas ao processo orçamentário geral pode melhorar a transparência. Além disso, os fundos extra-orçamentários, comuns em contextos de receitas de recursos naturais, podem obscurecer as relações entre as atividades fiscais e os objetivos políticos, a menos que estejam claramente regulamentados para especificar detalhadamente seus gastos e sejam examinados pelo parlamento. É crucial que todas as atividades fiscais, incluindo as extra-orçamentárias, sejam submetidas a priorização e escrutínio como parte do processo orçamentário e sejam apresentadas de maneira detalhada e auditada, explicando desvios e oferecendo visões comparativas. A transparência nessas áreas é essencial para a contabilidade fiscal e para garantir que o impacto fiscal de todas as atividades governamentais seja claramente compreendido e gerenciado efetivamente.

As diretrizes da OCDE para melhores práticas recomendam a publicação de um relatório de longo prazo a cada cinco anos, com projeções de 10 a 40 anos, para avaliar a sustentabilidade das políticas fiscais. As previsões devem incluir cenários alternativos e considerar não só a dívida pública, mas também compromissos futuros como os programas de aposentadoria e seus custos impactados pelo envelhecimento populacional. Deve-se também levar em conta os efeitos do esgotamento de recursos naturais, mudanças comerciais, tecnológicas e climáticas. A contabilidade geracional é outra abordagem sugerida, analisando a carga tributária ao longo da vida dos indivíduos para identificar transferências intergeracionais e julgar a sustentabilidade das políticas. As projeções de longo prazo enfrentam grandes incertezas, interagindo com políticas, variáveis econômicas e demográficas, exigindo realismo nos pressupostos e uma análise de sensibilidade adequada. É essencial que as projeções cubram todas as atividades fiscais, incluindo renúncias fiscais, fundos extra-orçamentários e passivos contingentes.

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), instituída pela Lei Complementar nº 101/2000, representa um marco fundamental na história das finanças públicas brasileiras. Ao estabelecer princípios e normas de gestão fiscal responsável, a LRF contribuiu significativamente para a promoção da transparência, da disciplina fiscal e da sustentabilidade das contas públicas. Um dos pilares fundamentais da LRF reside na exigência de ampla transparência por parte dos entes públicos. Através da disponibilização de informações orçamentárias, fiscais e contábeis de forma clara, acessível e tempestiva, a lei busca garantir o acesso público à informação e o controle social sobre a gestão dos recursos públicos.

Além de determinar a obrigatoriedade da publicação de relatórios fiscais periódicos, como o Relatório de Gestão Fiscal (RGF) e o Relatório Preliminar de Avaliação da Receita Corrente Líquida (RRL), que contêm informações detalhadas sobre a situação fiscal do ente público, a LRF também exige que os entes públicos disponibilizem em seus portais eletrônicos informações orçamentárias, fiscais e contábeis, além de outros dados relevantes para a gestão fiscal. Principalmente, garante o direito de qualquer cidadão de solicitar acesso a informações orçamentárias, fiscais e contábeis dos entes públicos.

A implementação da LRF e o conseqüente aumento da transparência fiscal trouxeram diversos benefícios para a gestão pública brasileira, tais como a maior disponibilidade de informações, permitindo aos gestores públicos tomar decisões mais informadas e eficientes, otimizando a qualidade da gestão fiscal. A transparência fiscal torna os gestores públicos mais responsáveis por suas ações, pois facilita o acompanhamento e o controle social da gestão pública por parte da sociedade civil. Ademais, uma maior abertura das contas públicas dificulta a prática de atos de corrupção, pois torna mais fácil identificar e punir os responsáveis por irregularidades.

Outro marco na promoção da transparência fiscal no Brasil foi a instituição do Portal da Transparência, pelo Decreto nº 7.727/2012. Este Portal centraliza a divulgação de informações orçamentárias, fiscais e contábeis dos entes federativos, tornando-se uma ferramenta fundamental para o controle social da gestão pública e para o combate à corrupção. Ele oferece acesso a uma ampla gama de dados sobre as contas públicas brasileiras, permitindo que qualquer cidadão consulte os orçamentos anuais e plurianuais detalhados por órgão, função e programa. É possível acompanhar a execução orçamentária em tempo real, com detalhes dos valores empenhados, liquidados e pagos por cada órgão público, além de acessar informações sobre todas as licitações e contratos realizados, incluindo valores envolvidos, empresas contratadas e documentos relacionados. Os usuários também podem consultar a folha de pagamento dos servidores públicos, incluindo vencimentos, gratificações e benefícios.

A implementação do Portal trouxe benefícios significativos, como aumentar a responsabilidade dos gestores públicos devido à facilidade de acompanhamento e controle social da gestão. Este acesso facilitado às informações também dificulta a prática de atos de corrupção e contribui para o fortalecimento da democracia, promovendo a participação popular na gestão pública. No entanto,

apesar desses avanços, desafios persistem, como a complexidade das informações que podem ser difíceis de compreender para o cidadão comum e a necessidade de fortalecer os mecanismos de controle social, que ainda são considerados frágeis.

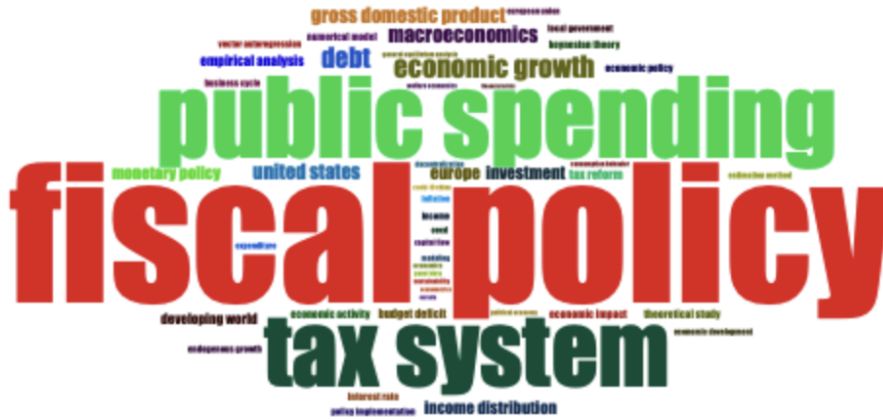
Bibliometria

No campo da metrificação do conhecimento científico, a bibliometria emerge como uma metodologia essencial, atuando no espectro quantitativo e estatístico para aferir a produção acadêmica, de forma similar à demografia que mensura dados populacionais. Como postulado por Santos et al. (2021), o escopo desta técnica é a avaliação evolutiva de temas específicos, permitindo um exame detalhado do progresso intelectual dentro de uma dada área. A bibliometria, descrita como a aplicação de métodos matemáticos e estatísticos na análise de textos e informações, é primordialmente focada na análise de citações, onde seu valor inestimável para a evolução do conhecimento científico, reconhecimento de autores e disseminação de literatura pertinente se faz patente.

Conforme elucidado por Carvalho et al. (2022), a utilidade da análise bibliométrica transcende a simples catalogação de dados; ela fornece uma perspectiva crítica para identificação de áreas promissoras de pesquisa, avaliação do desempenho de instituições e pesquisadores, e mensuração do impacto de contribuições individuais na comunidade acadêmica. Esta ferramenta é igualmente valiosa na identificação de periódicos e pesquisadores influentes, apoio à revisão de literatura, delineamento do contorno de um campo de estudo e demarcação das áreas de pesquisa mais frutíferas. Além disso, a análise bibliométrica fornece insights estratégicos para o fomento de novas publicações e direciona futuras investigações nas áreas onde a literatura existente é escassa.

Desempenhando um papel instrumental na sinalização de tendências e na avaliação de impacto, a bibliometria também identifica lacunas de conhecimento e contribui decisivamente para a estratégia de pesquisa e tomada de decisões. Como um prisma quantitativo sobre a produção científica em diversas disciplinas, ela emprega ferramentas matemáticas e estatísticas para a análise de citações, oferecendo uma perspectiva pragmática ao desenvolvimento da ciência. Neste estudo, conforme demonstrado na Figura 2.1, recorreu-se à base de dados Scopus para realizar uma análise bibliométrica centrada nos temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos", tendo sido consultados os termos em inglês, refletindo a atualidade e a importância desses temas no âmbito econômico e social.

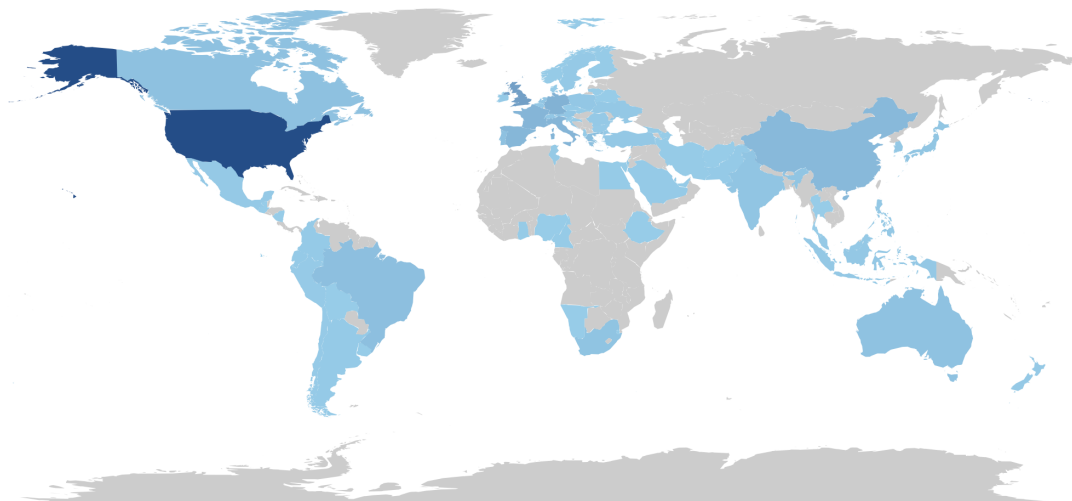
Figura 2.1: Nuvem de palavras encontradas nos resumos dos artigos coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

Na análise da distribuição geográfica das publicações realizada na Scopus em abril de 2024, conforme ilustrado nas Figuras 2.2, 2.3 e 2.4, identifica-se uma predominância dos Estados Unidos no corpus da pesquisa sobre a temática fiscal, evidenciando-se desde a década de 80 com um expressivo número de 341 publicações. Este volume é seguido pelo Reino Unido e Alemanha, com 115 e 65 publicações, respectivamente.

Figura 2.2: Distribuição Geográfica de Publicações relacionadas aos temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos".



Fonte: Elaboração própria

O Brasil aparece em nono lugar com 32 publicações (figura 2.3), seguido pelo Canadá com

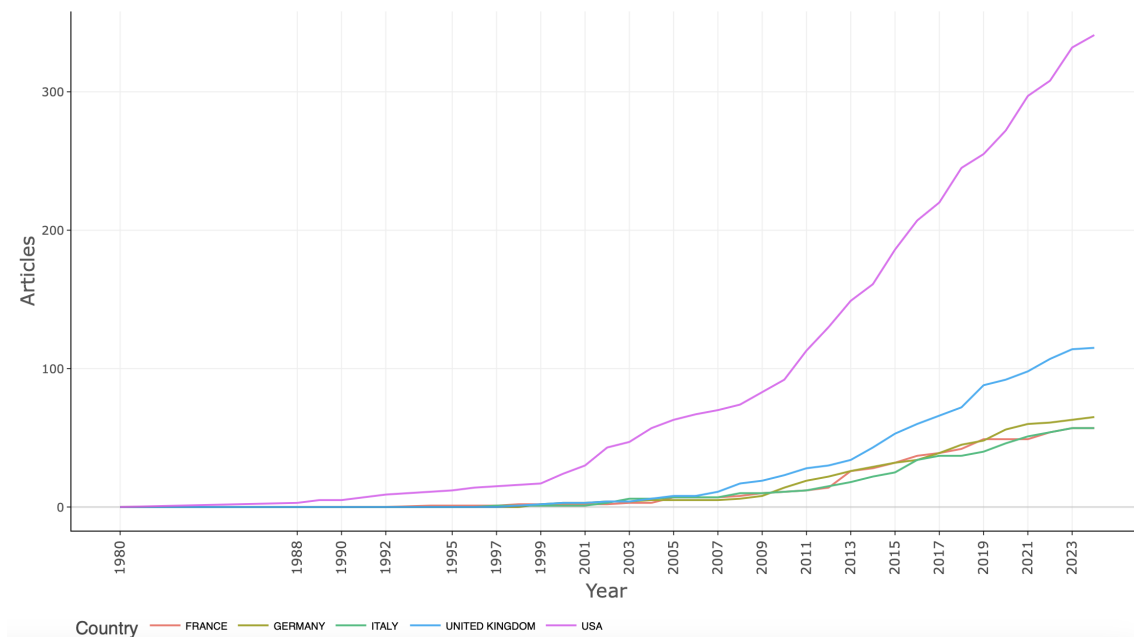
28. A significativa representatividade destes países nas discussões sobre política fiscal, que inclui o exame do impacto de aumentos tributários e cortes de despesas, é reveladora, não apenas da capacidade de produção intelectual destas nações, mas também da relevância que o tema detém em seus contextos econômicos e políticos.

Figura 2.3: Publicação por País com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"

PAÍS	FREQUÊNCIA
USA	341
UK	115
ALEMANHA	65
FRANÇA	57
ITÁLIA	57
ESPAÑA	52
CHINA	47
GRÉCIA	34
BRASIL	32
CANADÁ	28

Fonte: Elaboração própria

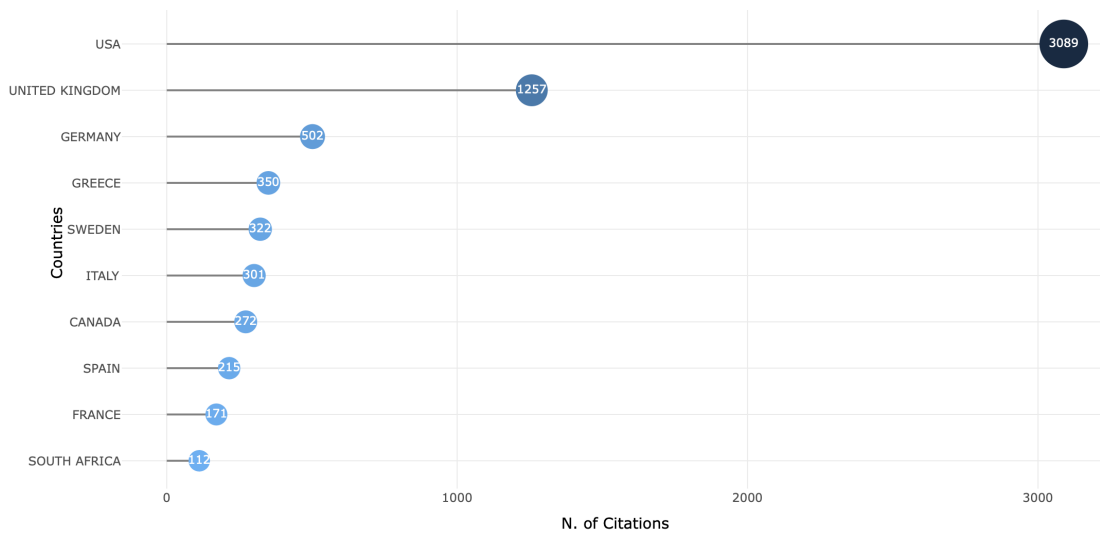
Figura 2.4: Histórico de Publicação por País com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

A valoração dos trabalhos científicos no âmbito da literatura especializada pode ser eficazmente mensurada por meio do volume de citações que recebem, as quais atestam sua relevância e impacto. Consoante a este aspecto, na Figura 2.5 observa-se que as publicações originárias dos Estados Unidos alcançam um marco superior a 3.000 citações, refletindo uma influência substancial nos estudos relacionados à política fiscal. Em contraste, o Reino Unido e a Alemanha registram, respectivamente, 1.257 e 502 citações, indicando sua importância, ainda que em menor escala, no diálogo acadêmico global.

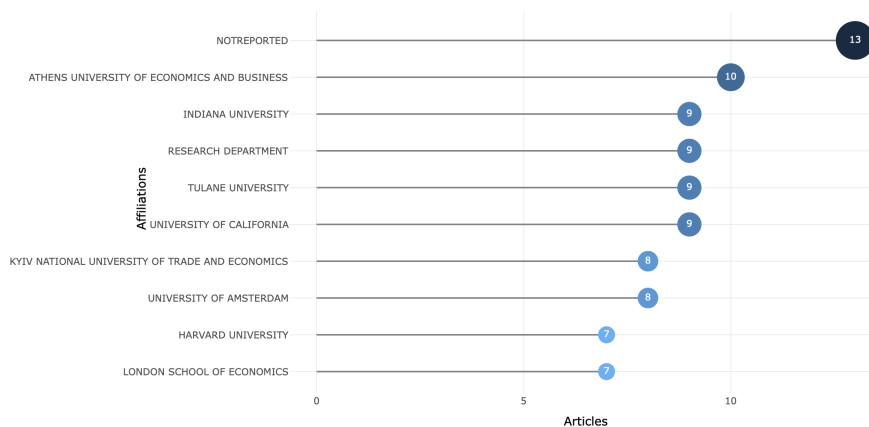
Figura 2.5: Citações por País de Origem com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

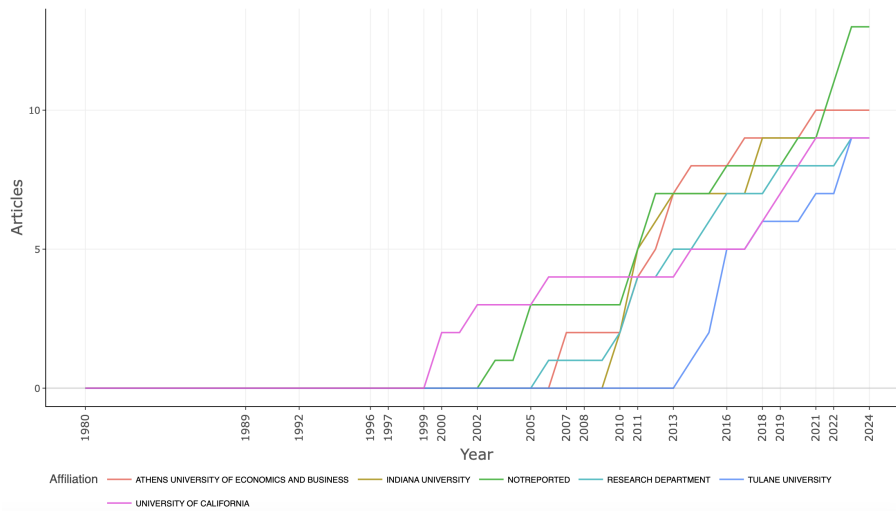
Já a análise bibliométrica direcionada para as publicações por filiação descortina as entidades que se destacaram em termos de volume de pesquisa sobre a temática fiscal nos últimos anos. Como ilustrado na Figura 2.6, a categoria 'Notreported' sobressai com 13 publicações, seguida pela 'Athens University of Economics and Business' com 10 contribuições, sinalizando a atividade investigativa dessas instituições no debate econômico atual. Prosseguindo com a Figura 2.7, é possível apreciar a dimensão global do reconhecimento acadêmico, evidenciado pelo volume de citações que cada entidade acumula, delineadas em correlação ao ano de publicação de cada trabalho. Este aspecto da análise ressalta não apenas a prolificidade, mas também o impacto e a penetração da pesquisa produzida por essas filiações no contexto científico internacional, refletindo a sua relevância e a contribuição para a expansão do conhecimento no campo das políticas fiscais.

Figura 2.6: Quantidade de publicação por Afiliação



Fonte: Elaboração própria

Figura 2.7: Artigos por Afiliação com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

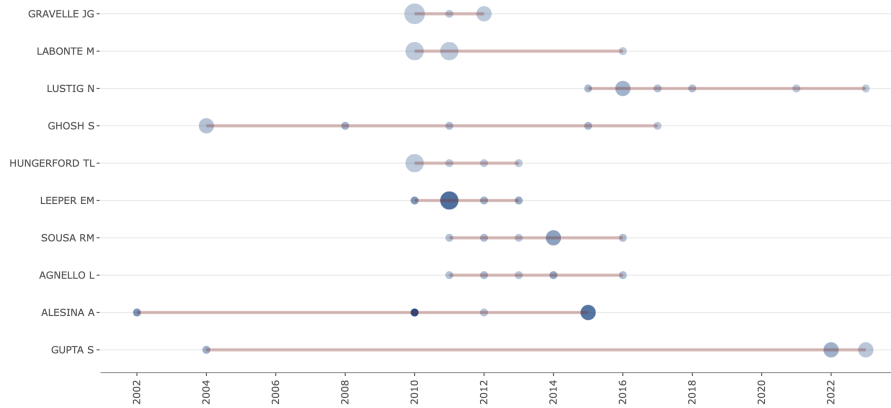
Dentro do escopo da análise bibliométrica presente, observa-se que os autores Gravelle, Labonte e Lustig tiveram uma maior produtividade com sete publicações cada um sobre o tema investigado, como evidenciado na Figura 8. Paralelamente, Ghosh, Hungerford, Leeper e Sousa contribuíram com seis artigos cada, enquanto Agnello, Alesina e Gupta relataram cinco publicações pertinentes. Essa métrica de produtividade, contudo, é apenas um dos indicadores da atividade científica dos autores.

Figura 2.8: Produtividade por Autor com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

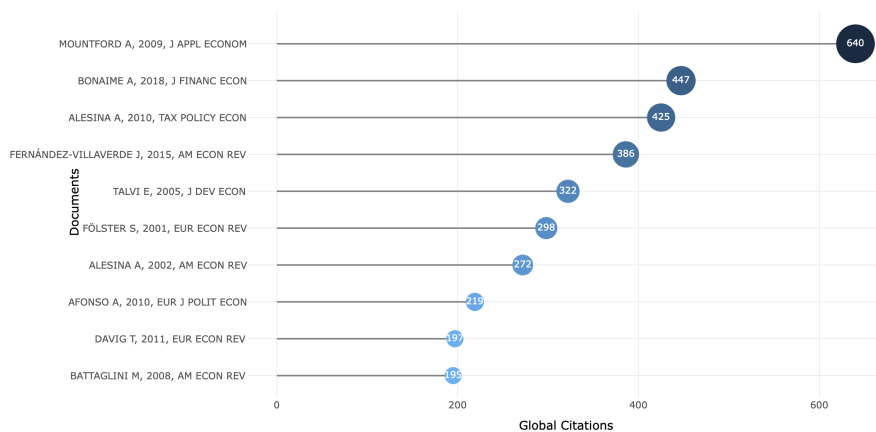
Figura 2.9: Histórico de Produtividade com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

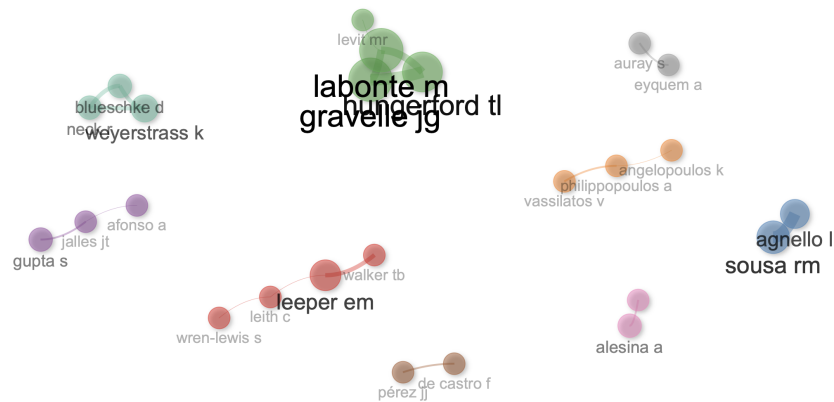
Em termos de impacto e influência, que frequentemente são inferidos pelo número de citações, uma outra perspectiva emerge. Mountford lidera com um total de 640 citações, seguido por Bonaimé com 447 e Alesina com 425, conforme a Figura 2.10. Esses números, substancialmente mais altos do que os demais, apontam para uma significativa penetração e contribuição no âmbito da política fiscal, tributação e despesas públicas. os Cluster de autores com base nos dados coletados na Scopus apontados na Figura 2.11 pode indicar os grupos de pesquisadores que publicam subtemas ou abordagens semelhantes.

Figura 2.10: Impacto e Influência de Publicação por Autor com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

Figura 2.11: Cluster de autores com base nos dados coletados na Scopus com os temas "Política Fiscal", "Impostos" e "Gastos"



Fonte: Elaboração própria

2.4 Modelo para as Variáveis Macroeconômicas

Como observado por James H. Stock e Mark W. Watson (2015), no contexto dos métodos utilizados para a análise de séries temporais em economia, os modelos Autorregressivo Vetorial (VAR) são particularmente destacados por permitirem a modelagem de múltiplas séries temporais interdependentes através de um único modelo. Esses modelos são essenciais para entender como variáveis econômicas interagem ao longo do tempo sem necessitar de uma estrutura causal pré-definida entre elas.

Um modelo VAR pode ser definido como:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

No qual Y_t é um vetor de variáveis endógenas, β_0 é o vetor de interceptos, β_i são as matrizes de coeficientes para cada defasagem i , e ε_t é o vetor de erros, que se assume ser normalmente distribuído.

A estrutura de um VAR permite a inclusão de qualquer número de variáveis e defasagens, escolhidas com base em critérios de informação como AIC e BIC para determinar o número ótimo de defasagens, garantindo um equilíbrio entre a complexidade do modelo e a precisão do ajuste aos dados (STOCK, James H.; WATSON, Mark W., 2015). Este tipo de modelo é adequado para análises onde as interações dinâmicas entre as variáveis são uma preocupação central, como em estudos de política econômica onde variáveis como PIB, taxas de inflação e níveis de emprego podem ser incluídas. A obra destaca que "o modelo VAR é útil quando se tem interesse em prever múltiplas variáveis de séries temporais usando um único modelo" (STOCK, James H.; WATSON, Mark W., 2015, p. 382).

Além disso, o VAR fornece a base para testes de hipóteses sobre relações dinâmicas e para a decomposição de variâncias, o que pode ser extremamente útil para entender o impacto de choques externos sobre o sistema econômico. Segundo James H. Stock e Mark W. Watson (2015), este tipo de análise é particularmente expressiva no contexto de política econômica, onde decisões em uma área podem ter efeitos significativos e por vezes inesperados em outras áreas. Os coeficientes do modelo VAR podem ser estimados utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) para cada equação do sistema. Este método é direto e facilitado pelo uso de pacotes estatísticos como o

'vars' no R, que também oferece ferramentas padrão para diagnóstico, teste e previsão usando esses modelos.

O modelo SVAR (Structural Vector Autoregression) é uma extensão do modelo VAR (Vector Autoregression) que incorpora restrições estruturais baseadas em teorias econômicas ou outras informações a priori para identificar relações causais entre as variáveis. destaca-se que enquanto o modelo VAR tradicional trata todas as variáveis como endógenas e não impõe restrições específicas sobre a estrutura dos choques, o SVAR utiliza informações adicionais para decompor os choques em componentes estruturais, permitindo uma interpretação um pouco mais clara das relações de causa e efeito entre as variáveis do modelo. Essas restrições podem ser baseadas em suposições teóricas ou testes econométricos, por exemplo. É possível agregar informações sobre a ordem de causalidade entre as variáveis ou a imposição de zeros em certas posições da matriz de impacto dos choques.

Ao avançar para o modelo SVAR no presente artigo, é essencial reconhecer que ele constrói sobre a base fornecida pelo VAR, incorpora informações adicionais sobre a estrutura econômica subjacente, o que permite uma análise mais aprofundada dos efeitos dinâmicos das políticas econômicas.

Considerando a reformulação do modelo econométrico Structural Vector Autoregression (SVAR), aplicamos a seguinte estrutura para análise das variáveis de interesse, representando o PIB real, as receitas líquidas do governo e os gastos públicos no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2022:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k T_i t_{t-i} + \sum_{i=1}^k G_i g_{t-i} + u_t \quad (2.2)$$

No qual:

- Y_t denota o PIB real,
- t_t simboliza as receitas líquidas do governo (arrecadação),
- g_t representa os gastos públicos (despesas),
- C_i , T_i , e G_i são os coeficientes associados às defasagens das variáveis endógenas,
- u_t é um vetor de choques estruturais.

A metodologia econométrica empregada busca capturar as interações dinâmicas e o impacto recíproco entre as variáveis supracitadas, permitindo uma análise aprofundada dos efeitos da política fiscal sobre o crescimento econômico. A aplicação da decomposição de Cholesky possibilita a identificação precisa dos efeitos oriundos dos choques estruturais no sistema econômico.

A técnica de decomposição de Cholesky, é fundamentada na premissa de que as interações entre as variáveis são sequenciais e hierárquicas na natureza. Capturando, assim, a essência recursiva das relações econômicas intrínsecas no modelo. Para as variáveis selecionadas, a forma reduzida do modelo estrutural é expressa como:

$$BY_t = \sum_{i=1}^k A'_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k B'_i T_{t-i} + \sum_{i=1}^k C'_i G_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Onde:

- A'_i , B'_i , e C'_i são as matrizes de coeficientes que podem ser ajustadas ou recalculadas baseadas na decomposição de Cholesky e na ordenação recursiva do modelo.
- ε_t continua sendo o vetor de erros ou choques estruturais.

Esta reformulação considera que a dinâmica entre PIB real (Y_t), receitas líquidas do governo (T_t), e gastos públicos (G_t) é capturada de maneira similar nas equações estrutural e reduzida, assegurando que todas as interações e defasagens são representadas na forma reduzida. Assim, garante-se uma representação das dinâmicas entre as variáveis endógenas e permite uma análise coerente dos impactos econômicos ao longo do tempo.

Após a utilização da SVAR, foi aplicada a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD), fundamentada nas matrizes ortogonais de resposta ao impulso Ψ_n , proporciona uma análise detalhada de como as variações nas receitas líquidas do governo (arrecadação), despesas públicas e o PIB real contribuem para a variância de erro de previsão de cada variável ao longo do tempo. Utilizando essa técnica, foi quantificada a influência que os choques em cada uma dessas variáveis exercem sobre a incerteza nas previsões futuras do PIB.

A variância do erro de previsão para o PIB real, por exemplo, é formalizada da seguinte maneira:

$$\sigma_{\text{PIB}}^2(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\psi_{\text{PIB,Arrecadação},n}^2 + \psi_{\text{PIB,Despesas},n}^2 + \psi_{\text{PIB,PIB},n}^2), \quad (2.4)$$

No qual:

- $\psi_{\text{PIB,Arrecadação},n}$ é o impacto de um choque nas receitas no tempo n sobre o PIB.
- $\psi_{\text{PIB,Despesas},n}$ é o impacto de um choque nas despesas no tempo n sobre o PIB.
- $\psi_{\text{PIB,PIB},n}$ é o impacto de um choque anterior no PIB sobre o próprio PIB em n .

A expressão pode ser reorganizada para mostrar a contribuição relativa de cada variável em termos percentuais:

$$\sigma_{\text{PIB}}^2(h) = \sum_{j=\text{Arrecadação, Despesas, PIB}} \sum_{n=0}^{h-1} \psi_{\text{PIB},j,n}^2 \quad (2.5)$$

Dividindo cada um desses termos acumulados pela variância total do erro de previsão do PIB $\sigma_{\text{PIB}}^2(h)$, obtemos a decomposição da variância do erro de previsão em termos percentuais para cada tipo de choque:

$$\omega_{\text{PIB},j}(h) = \frac{\sum_{n=0}^{h-1} \psi_{\text{PIB},j,n}^2}{\sigma_{\text{PIB}}^2(h)}, \quad (2.6)$$

onde j pode ser Arrecadação, Despesas, ou PIB.

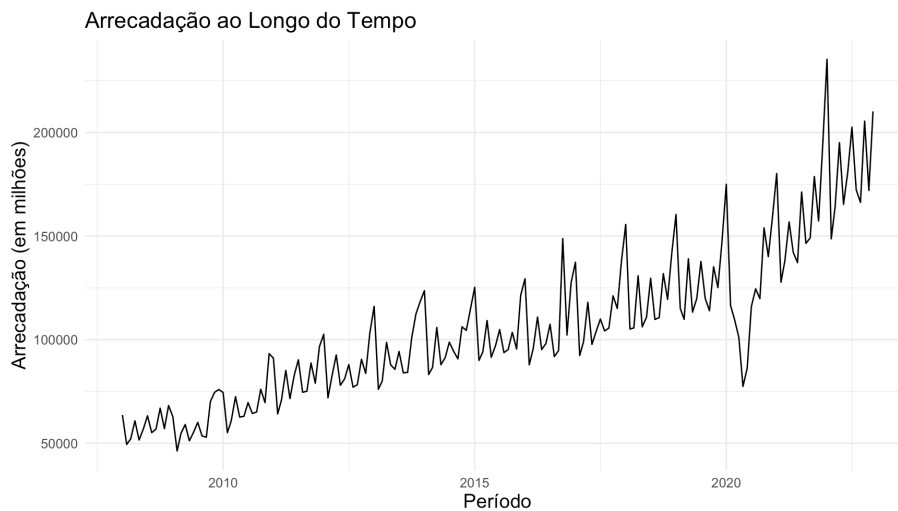
2.5 Resultado e Discussão

O processo de avaliação de resultado e discussão inicia com o carregamento e preparação dos dados, onde estes são organizados e a coluna de datas é formatada corretamente. Em seguida, um modelo VAR é estimado usando o pacote vars, com o número de defasagens determinado pelo critério AIC, para capturar as interações lineares entre as variáveis ao longo do tempo. Após isso, a metodologia de máxima verossimilhança não-Gaussiana (NGML) é utilizada para identificar a forma estrutural do modelo VAR, permitindo análises mais profundas das interações entre as variáveis. A matriz B, que contém os coeficientes do modelo estrutural, é ajustada conforme necessário. Segue-se com análises de resposta ao impulso para examinar como choques em uma variável afetam outras ao longo do tempo.

O modelo SVAR foi utilizado para identificar os efeitos estruturais dos choques fiscais nas variáveis macroeconômicas. Este modelo, como supramencionado, permite incorporar informações a priori sobre a economia, o que ajuda a distinguir entre choques de política fiscal e outros choques econômicos. Para garantir a robustez das estimativas dos parâmetros e das funções de resposta ao impulso, realizamos a técnica de bootstrap, especificamente o bootstrap selvagem, para gerar intervalos de confiança para as estimativas. Para testar a robustez dessas estimativas, procede-se com o bootstrapping. Após a estimativa das respostas ao impulso, a FEVD é aplicada para quantificar a contribuição de cada tipo de choque fiscal sobre a variância dos erros de previsão das variáveis-chave, como o PIB e a inflação, ao longo de um horizonte de previsão de 30 períodos. Esta análise ajuda a entender melhor a magnitude e a persistência dos efeitos dos choques fiscais.

No decorrer desta seção, serão apresentadas as implicações dos resultados obtidos através dos modelos VAR e SVAR aplicados na análise das políticas fiscais brasileiras. O foco central da análise está em interpretar o impacto dos aumentos tributários e cortes nos gastos governamentais, explorando como tais políticas podem influenciar as variáveis macroeconômicas: Produto Interno Bruto (PIB), emprego e inflação. Para ilustrar essas dinâmicas, abaixo, nas figuras 2.12, 2.13 e 2.14, podem ser observados gráficos com a evolução destas variáveis macroeconômicas com o decorrer do período de 2008 a 2022. Abaixo, pode ser observado que a Figura 2.12 apresenta a série temporal da arrecadação do governo federal no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2022. A análise dessa série revela um crescimento na arrecadação ao longo do tempo, com variações sazonais.

Figura 2.12: Série Temporal Arrecadação do Governo Federal



Fonte: Elaboração própria

Já a Figura 2.13 ilustra a série temporal do Produto Interno Bruto (PIB) no período de janeiro de 2008 a dezembro de 2022. O PIB apresenta uma trajetória de crescimento constante ao longo desse intervalo, refletindo o desenvolvimento econômico do país. Apesar de algumas flutuações e dos possíveis impactos de crises econômicas ou outras variáveis externas, a tendência geral do PIB é ascendente, indicando estacionaridade do indicador. A curva demonstra um crescimento contínuo e sustentado do PIB.

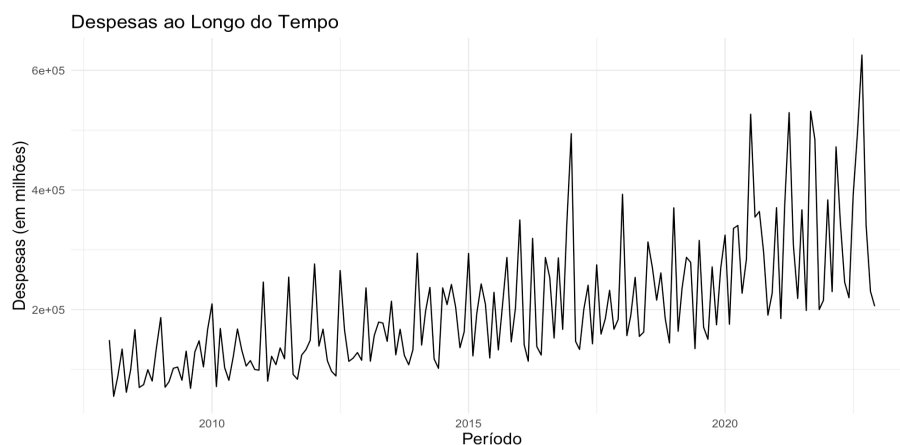
Figura 2.13: Série Temporal PIB



Fonte: Elaboração própria

A Figura 2.14 apresenta a série temporal das despesas do governo federal no intervalo de janeiro de 2008 a dezembro de 2022. As despesas exibem uma variabilidade significativamente maior ao longo do tempo em comparação com a arrecadação e o PIB. Observa-se uma tendência geral de aumento, porém com oscilações mais acentuadas, particularmente nos anos mais recentes, o que sugere períodos de maior desembolso governamental.

Figura 2.14: Série Temporal Despesas do Governo Federal



Fonte: Elaboração própria

Os resultados dos testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) para as séries temporais referentes às variáveis Despesas, PIB e Arrecadação são indicativos quanto à estacionariedade das mesmas dentro do contexto analisado (Tabela 2.1). Para a série Despesas, o valor de Dickey-Fuller de -3.44 e um p-valor de 0.04995 sugerem a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Dessa forma, pode-se inferir que a série Despesas é estacionária, não necessitando de diferenciação para a realização de análises de séries temporais subsequentes. A estacionariedade das Despesas indica um comportamento mais previsível e menos volátil ao longo do tempo, o que pode ser benéfico para o planejamento orçamentário e fiscal.

Tabela 2.1: Resultado do Teste Augmented Dickey-Fuller para Arrecadação

Parâmetro	Valor
Indicador	ARRECADAÇÃO
Dickey-Fuller	-2.4052
Lag Order	5
p-value	0.4069
Hipótese Alternativa	Estacionária

Fonte: Elaboração própria

Contrastando com a série Despesas, a série PIB apresenta um valor de Dickey-Fuller de -0.9657 e um p-valor de 0.9412 (Tabela 2.1). Esses resultados indicam a falha em rejeitar a hipótese nula ao nível convencional de significância, o que leva à conclusão de que a série PIB possui uma raiz unitária, indicando a não estacionariedade da série. Logo, a não estacionariedade da Arrecadação sugere volatilidade e imprevisibilidade, o que pode prejudicar o planejamento financeiro a longo prazo e a execução de políticas baseadas em receitas previsíveis.

Tabela 2.2: Resultado do Teste Augmented Dickey-Fuller para o PIB

Parâmetro	Valor
Indicador	PIB
Dickey-Fuller	-0.9657
Lag Order	5
p-value	0.9412
Hipótese Alternativa	Estacionária

Fonte: Elaboração própria

Por fim, para a série Arrecadação, observa-se um valor de Dickey-Fuller de -2.4052 com um p-valor de 0.4069. Este p-valor acima dos níveis de significância usuais não permite rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, sugerindo que a série Arrecadação também é não estacionária. Para formuladores de política e analistas, a não estacionariedade da Arrecadação pode indicar desafios no planejamento fiscal, visto que previsões baseadas em séries não estacionárias podem ser menos confiáveis. Isso poderia afetar a capacidade de fazer previsões precisas sobre receitas futuras, essencial para o planejamento de despesas e investimentos governamentais.

Tabela 2.3: Resultado do Teste Augmented Dickey-Fuller para Despesas

Parâmetro	Valor
Indicador	DESPESAS
Dickey-Fuller	-3.44
Lag Order	5
p-value	0.04995
Hipótese Alternativa	Estacionária

Fonte: Elaboração própria

Estes resultados são fundamentais para a modelagem econométrica subsequente, uma vez que a estacionariedade da série Despesas viabiliza as demais análises sem a necessidade de diferenciação. Enquanto a presença de não estacionariedade nas séries PIB e Arrecadação normalmente implicaria a necessidade de transformações adicionais, como diferenciações ou a utilização de técnicas de cointegração, para que se possam aplicar métodos de inferência estatística válidos.

Contudo, o artigo de Sims, Stock et al. (1990) aborda a importância e as implicações de modelar corretamente séries temporais com raízes unitárias, uma característica frequente em muitos indicadores macroeconômicos que exibem tendências não estacionárias ao longo do tempo. O estudo se concentra em modelos de séries temporais em que algumas ou todas as variáveis apresentam raízes unitárias, como é típico em dados macroeconômicos, incluindo PIB, inflação e taxas de desemprego. Essas variáveis muitas vezes mostram tendências de longo prazo e são não estacionárias, indicando que podem ter um nível persistente ou uma tendência que não retorna automaticamente para uma média de longo prazo.

Os autores discutem a aplicação de modelos de autoregressão vetorial (VAR) que incorporam essas variáveis não estacionárias, destacando a necessidade de considerar a integração e cointegração das variáveis para realizar previsões adequadas e análises de impacto causal, elementos fundamentais na análise econômica. Um aspecto crucial abordado é a cointegração, que ocorre quando um conjunto de variáveis não estacionárias estão ligadas por uma ou mais relações de equilíbrio de longo prazo, apesar de cada uma delas ser não estacionária individualmente. Os modelos de correção de erro, uma extensão dos modelos VAR para dados cointegrados, são apresentados como uma ferramenta eficaz para modelar tais relações e capturar a dinâmica de ajuste de curto prazo em torno dos equilíbrios de longo prazo.

O artigo também aborda como a presença de raízes unitárias afeta a distribuição assintótica dos estimadores, impactando a validade dos testes estatísticos convencionais. Testes específicos, como os testes de raiz unitária e causalidade de Granger, são examinados no contexto de suas aplicações a dados macroeconômicos. Em resumo, o estudo fornece uma fundamentação teórica robusta para a análise de dados macroeconômicos que exibem tendências não estacionárias, enfatizando a importância de técnicas adequadas de modelagem e teste para compreender as dinâmicas econômicas subjacentes. Estas técnicas são essenciais para realizar análises precisas e para formular previsões e políticas econômicas eficazes baseadas em dados de séries temporais.

De acordo com Segundo Sims, Stock et al. (1990), "a prática comum de tentar transformar modelos para a forma estacionária por meio de operadores de diferença ou cointegração sempre que parece provável que os dados sejam integrados é, em muitos casos, desnecessária. Mesmo com uma abordagem clássica, a questão não é se os dados são integrados, mas se os coeficientes estimados ou estatísticas de teste de interesse têm uma distribuição que é não padrão se, de fato, os regressores são integrados" (p. 24). Isso implica que, ao lidar com indicadores macroeconômicos que mostram uma tendência não estacionária, não é necessário alterar os modelos para torná-los estacionários.

Na avaliação do desempenho do modelo com base no conjunto de treinamento, observa-se um Erro Médio (ME) de -79.43614, sugerindo um viés na subestimação das previsões. O Erro Quadrático Médio da Raiz (RMSE) de 13239.78 e o Erro Médio Absoluto (MAE) de 9480.213 são indicativos da variabilidade e da magnitude média dos erros de previsão, respectivamente. A Média do Erro Percentual (MPE) de -1.741582 reflete uma tendência de subestimação, enquanto o Erro Médio Absoluto Percentual (MAPE) de 8.845246% oferece uma visão da precisão do modelo em termos percentuais. O MASE (Erro Médio Absoluto Escalado) de 0.6220701 indica a performance do modelo em comparação com um modelo de referência naïve. A autocorrelação do primeiro lag (ACF1) de 0.03162353 sugere que não há autocorrelação residual significativa no modelo, o que é desejável.

Conforme apontado nas sessões anteriores, a análise inclui três variáveis endógenas, Arrecadação, Despesas e PIB.

dação, PIB e Despesas, e uma variável determinística representada por uma constante. A análise foi conduzida com uma amostra de 170 observações, abrangendo o período de janeiro de 2008 a dezembro de 2022. A verossimilhança do modelo, representada pelo Log Likelihood de -5695.514, indica a adequação do modelo aos dados observados. Além disso, a estabilidade do sistema é confirmada pelo Polinômio Característico, cujas raízes estão todas dentro do círculo unitário (todas <1).

Nos resultados particulares para a equação da Arrecadação, observa-se que a variável AR-RECADAÇÃO.11, que representa a arrecadação com defasagem de um período, apresenta um coeficiente positivo de 0.5129. Isso implica que um aumento na arrecadação de um período anterior provoca um incremento aproximadamente proporcional na arrecadação subsequente, evidenciando uma persistência na variável. O PIB, defasado em um período (PIB.11), mostra também um impacto positivo na arrecadação, sugerindo que crescimentos no PIB contribuem para elevar a arrecadação. Por outro lado, o coeficiente para as DESPESAS.11 indica um efeito negativo, ainda que pequeno, mas significativo na arrecadação. Esse resultado pode ser interpretado como um indicativo de que aumentos nas despesas tendem a reduzir a arrecadação, possivelmente devido ao uso de fundos para cobrir gastos em vez de aumentar a reserva de fundos disponíveis, alinhado com Schick (1976), em seu artigo "O PPB e o orçamento incremental".

Além disso, as estatísticas do modelo revelam um Erro Padrão Residual de 8815, indicando a variação típica das previsões do modelo em relação aos valores reais observados. O R-quadrado de 0.951 demonstra que cerca de 95.1% das variações na arrecadação são explicadas pelas variáveis incluídas no modelo, enquanto o R-quadrado Ajustado, de 0.9404, ajusta essa explicação ao número de preditores utilizados, mantendo um alto nível de explicação. A significância do modelo é corroborada pela F-estatística de 89.89 com um p-valor menor que $2.2e-16$, sugerindo que as variáveis escolhidas são adequadas para explicar a variação observada na arrecadação.

Prosseguindo a análise do modelo econômico para as variáveis relacionadas ao PIB, com um R-quadrado de 0.994, o modelo esclarece 99.4% da variação do PIB, um ajuste consideravelmente alto que é mantido mesmo quando ajustado para o número de preditores, com um R-quadrado ajustado de 0.9926. A significância estatística do modelo é reforçada por uma F-estatística de 761.6, cujo p-valor é menor que $2.2e-16$, o que denota robustez estatística na relação entre as variáveis estudadas e o PIB.

Interpretando os coeficientes da equação do PIB, observa-se que um aumento na arrecadação no período anterior está inversamente relacionado ao PIB do período atual, com um coeficiente de -0.4981. Este efeito negativo pode refletir indica que um aumento na arrecadação no período anterior tem uma associação negativa com o PIB no período atual. Este efeito pode ser interpretado como um possível deslocamento de recursos ou um indicador de políticas fiscais restritivas que afetam temporariamente o PIB. O coeficiente para o PIB defasado (PIB.11) é positivo e altamente significativo (0.8317), sugerindo uma persistência do PIB, onde valores elevados em um período tendem a se perpetuar no subsequente. Além disso, o impacto das despesas também é negativo, -0.05773, O coeficiente negativo pequeno (-0.05773) com significância estatística mostra uma leve tendência de que maiores despesas no período anterior diminuam o PIB no período atual.

A análise das Despesas do modelo explica aproximadamente 75.85% da variação nas Despesas, conforme indicado pelo R-quadrado de 0.7585. O ajuste do modelo é solidificado pelo R-quadrado Ajustado de 0.7064, atende o número de variáveis predictoras incluídas na análise. A relevância estatística do modelo é confirmada pela F-estatística de 14.55, com um p-valor de $< 2.2e-16$.

Os coeficientes das defasagens da Arrecadação mostram uma mistura de impactos positivos e negativos nas Despesas. Coeficientes significativos como Arrecadação.17 indicam um forte efeito positivo no curto prazo, sugerindo que um aumento na Arrecadação um período antes pode levar a um aumento nas Despesas. Em relação ao PIB, Coeficientes mistos com alguns significativos, como PIB.15 e PIB.17, que mostram que mudanças no PIB em períodos anteriores podem ter

um impacto direto nas Despesas. Isso pode refletir o ciclo econômico, onde períodos de maior atividade econômica ou crescimento do PIB podem estimular ou justificar maiores gastos. Dentre os coeficientes das próprias Despesas, muitos dos coeficientes não são significativos, mas os que são, como Despesas.11, Despesas.16, e Despesas.17, indicam a natureza persistente das Despesas, onde valores altos em períodos anteriores tendem a continuar.

Estes resultados a nível de implicações econômicas e políticas servem como apoio de decisão para os formuladores de políticas, pois ao destacar a sensibilidade das Despesas às variações na Arrecadação e no PIB, é possível planejar despesas futuras, considerando a previsão de arrecadação e tendências do PIB. Especialmente considerando possibilidades de implementação de planejamento para períodos de contração econômica ou arrefecimento de receitas. Compreender essa relação permite um planejamento fiscal mais informado e estratégico, especialmente em antecipação a períodos de potencial contração econômica ou arrefecimento nas receitas, garantindo que as decisões de gastos sejam baseadas em uma análise das tendências econômicas e fiscais.

A análise da matriz de covariância dos resíduos revela variações na Arrecadação, PIB e Despesas que não são capturadas pelo modelo. A variância dos resíduos para a Arrecadação é de 77,706,391, ou seja, uma ampla variação nos resíduos da arrecadação que não é capturada pelo modelo. O PIB apresenta uma variância ainda maior nos resíduos, atingindo 180,597,801, indicando que há ainda mais variação nos resíduos do PIB comparado à Arrecadação. A variância dos resíduos das Despesas é a mais alta, em 3,329,000,000, indicando que as Despesas têm a maior quantidade de variação não explicada pelo modelo.

Em termos de covariância entre as variáveis, observa-se que os resíduos entre Arrecadação e PIB têm uma covariância de -3,120,431. Esse valor negativo manifesta uma relação negativa entre as duas variáveis; quando os erros de previsão da Arrecadação são positivos, os do PIB tendem a ser negativos, e vice-versa, devido a políticas fiscais, por exemplo, poderiam suprimir o crescimento do PIB devido a efeitos de crowding out. Entre Arrecadação e Despesas, uma covariância positiva de 6,528,000 sugere uma pequena tendência de comportamento paralelo nos erros, onde ambos podem ser influenciados por fatores comuns não considerados no modelo atual. A relação entre PIB e Despesas é indicada por uma covariância de 72,730,852, mostrando uma relação mais forte e positiva entre os erros dessas duas variáveis.

As correlações entre os resíduos das variáveis são todas relativamente baixas. A correlação de -0.02634 entre Arrecadação e PIB e de 0.01284 entre Arrecadação e Despesas, também muito próxima de zero, sugerindo pouca ou nenhuma correlação linear. A correlação de 0.09380 entre PIB e Despesas, embora ainda baixa, é a mais forte observada, sugerindo uma fraca associação positiva entre os erros destas variáveis. As baixas correlações sugerem que o modelo é eficaz em distinguir as influências independentes dessas variáveis sobre suas respectivas previsões, indicando que o modelo está adequadamente especificado em termos de sua capacidade de isolar efeitos específicos. No entanto, a elevada variação nos resíduos, especialmente para as Despesas, aponta para a necessidade de investigações adicionais. Isso pode incluir ajustar a especificação do modelo para incorporar mais variáveis que possam explicar essas variações ou refinar as técnicas de modelagem para capturar melhor as dinâmicas econômicas complexas.

A análise, em sua sequência, foi conduzida com a aplicação do método Não-Gaussiano de Máxima Verossimilhança (NGML), a uma amostra de 170 observações. A log-verossimilhança do modelo, registrada em -12089.28, serve como uma métrica para avaliar a adequação do modelo aos dados observados. O Akaike Information Criterion (AIC), com valor de 24388.57, foi empregado para comparar a eficácia de diferentes modelos estatísticos, onde valores menores de AIC são preferíveis, indicando um ajuste mais eficiente do modelo em relação à complexidade.

Os graus de liberdade dos resíduos, com valores de 2.545459, 2.076278 e 3.503271 para as respectivas equações do modelo, indicam a magnitude da variação que as variáveis incluídas no modelo não conseguem explicar. Os erros padrão associados a esses graus de liberdade foram

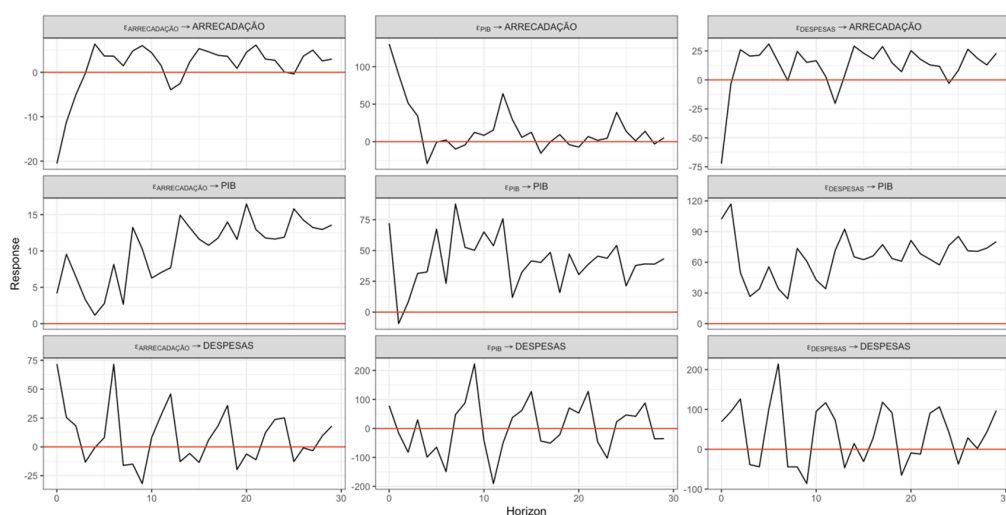
0.05227407, 0.005988899 e 0.2233344, e refletem a as incertezas associadas aos graus de liberdade estimados, mostrando a confiabilidade dessas estimativas.

Com relação aos valores na matriz B, como [72.24115, 130.22801, -20.560120] para Arrecadação, [-102.11094, 72.19725, 4.150092] para PIB, e [-69.07846, 77.98672, 71.812579] para Despesas, representam as relações lineares ajustadas entre as variáveis endógenas. Estes valores indicam como um choque em uma variável pode influenciar outra dentro do modelo estrutural. Os coeficientes padronizados, tais como [1.0000000, 1.803781, -0.2863025] para Arrecadação, mostram uma normalização dos efeitos, permitindo uma comparação direta do impacto relativo dos choques entre as variáveis. Valores como -1.4134733 para PIB refletem o impacto negativo proporcional de um choque no PIB sobre a Arrecadação, enquanto o valor positivo de 1.000000 para PIB mostra o impacto padronizado quando o choque ocorre diretamente no PIB. Estes coeficientes padronizados permitem comparar diretamente os efeitos entre as variáveis, normalizando-os de modo que os choques tenham uma comparação de escala uniforme.

Já os erros padrão da matriz B padronizada oferecem uma visão sobre a precisão das estimativas dos coeficientes. Valores menores nos erros padrão, associados a cada coeficiente, indicam estimativas mais precisas e confiáveis. A escala da matriz B padronizada, com valores de [72.24115, 72.19725, 71.81258] e erros padrão correspondentes de [3.776271, 3.838692, 3.462371], fornece uma medida da variabilidade associada a cada série após a padronização, refletindo a volatilidade relativa das variáveis após o ajuste pelo modelo.

Os gráficos, da Figura 2.15, foram extraídos das funções de resposta ao impulso de um modelo VAR (Vector Autoregression) e oferecem uma ilustração sobre como choques em variáveis específicas afetam a dinâmica da arrecadação ao longo do tempo. Como é possível observar nos gráficos, as consequências e implicações econômicas de cada um desses choques são:

Figura 2.15: Impulso-Resposta VAR



Fonte: Elaboração própria

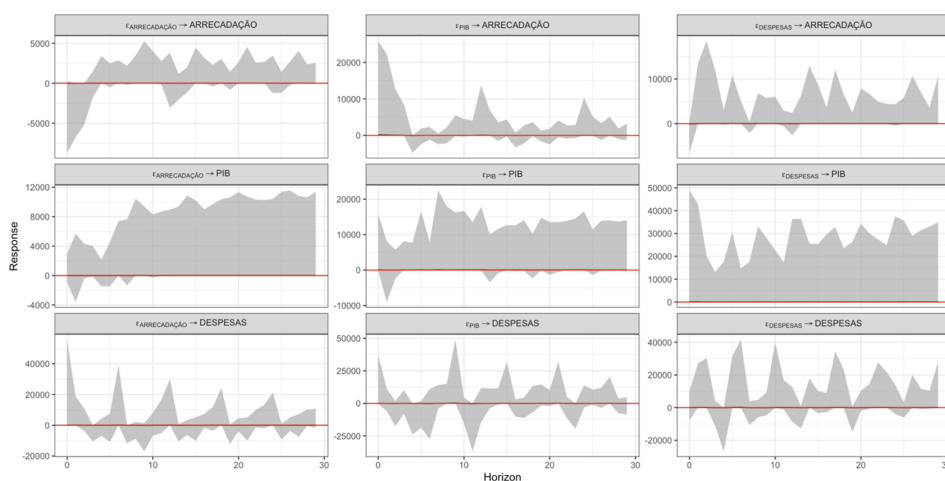
Observa-se que um choque da arrecadação na própria arrecadação gera uma resposta inicial negativa significativa, mas a série rapidamente se estabiliza ao redor de zero, indicando que o efeito do choque se dissipa relativamente rápido. No PIB provoca oscilações na arrecadação, começando com um impacto significativo e positivo que gradualmente diminui, mas continua apresentando flutuações menores, ao passo que nas despesas tem um impacto negativo inicial na arrecadação, seguido de flutuações que se tornam mais estáveis e menores ao longo do tempo.

Um choque na arrecadação tem um impacto imediato e positivo sobre o PIB, que se estabiliza em um nível elevado ao longo do tempo, indicando um efeito sustentável positivo da arrecadação sobre o PIB. A resposta do PIB a um choque em si mesmo mostra uma recuperação forte e rápida, demonstrando uma alta autoregressividade e um retorno ao equilíbrio. Enquanto nas despesas induzem variações consideráveis no PIB, com períodos de resposta positiva alternados com estabilização, sugerindo uma relação complexa e dinâmica entre despesas públicas e produto interno.

A resposta das despesas a choques na arrecadação é inicialmente positiva, seguida de ajustes significativos que alternam em direção, indicando que o aumento na arrecadação pode levar a ajustes fiscais subsequentes nas despesas. Assim como choques no PIB causam aumentos nas despesas, que oscilam bastante, refletindo possivelmente políticas fiscais reativas ao estado da economia. A reação das despesas a um choque nelas mesmas mostra uma resposta inicial forte e negativa, seguida de flutuações que tendem a se estabilizar, evidenciando ajustes internos na gestão fiscal.

Os gráficos em seguida representam as funções de resposta ao impulso com intervalos de confiança (sombreados em cinza), mostrando como choques em uma variável específica afetam outras variáveis no modelo VAR (2.16). Conforme pode ser observado, o choque na arrecadação tem um efeito inicialmente negativo e pequeno em si mesma, estabilizando-se rapidamente perto de zero. Isso sugere uma recuperação rápida da arrecadação após um choque inicial. A resposta do PIB a um choque na arrecadação é inicialmente positiva e significativa, diminuindo gradualmente, mas mantendo-se acima de zero. Isto sugere que aumentos na arrecadação podem estimular o PIB de forma sustentada. Por sua vez, o choque na arrecadação mostra um impacto flutuante nas despesas, com oscilações entre valores positivos e negativos. Isso indica uma relação instável entre arrecadação e despesas, possivelmente devido a ajustes fiscais que respondem variavelmente ao fluxo de receita.

Figura 2.16: Impulso-Resposta com intervalo de confiança - choque na arrecadação.



Fonte: Elaboração própria

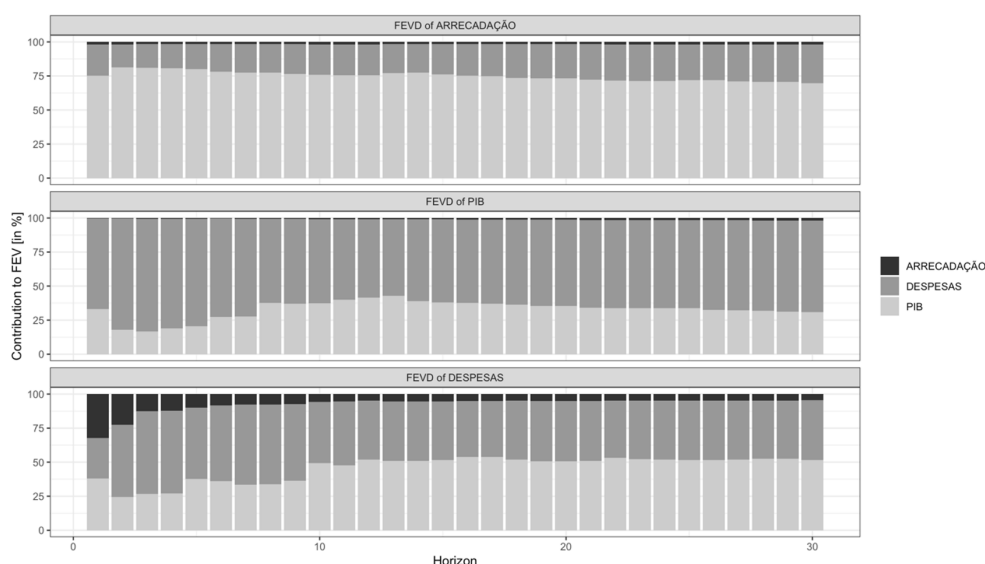
O choque no PIB tem um impacto imediato e muito forte na arrecadação, que diminui, mas permanece volátil. Este resultado sugere que o PIB é um forte determinante da arrecadação, influenciando positivamente, mas com variações significativas ao longo do tempo. Enquanto o PIB mostra uma resposta muito forte e positiva a um choque em si mesmo, indicando uma alta autossustentabilidade ou resiliência do PIB a perturbações internas. Com uma resposta inicialmente

positiva, mas volátil das despesas a um choque no PIB, refletindo possíveis políticas de gastos que reagem ao estado da economia.

A resposta da arrecadação a choques nas despesas é inicialmente positiva e, em seguida, se torna negativa, indicando um possível efeito de curto prazo de políticas fiscais expansivas, seguido por uma necessidade de compensação ou ajuste fiscal. Um choque nas despesas leva a uma resposta fortemente positiva do PIB, sugerindo que o aumento das despesas públicas pode efetivamente estimular o PIB. A resposta das despesas a um choque em si mesma é volátil e varia amplamente, indicando um ajuste dinâmico e complexo das despesas em resposta a mudanças fiscais internas.

Os gráficos a seguir (Figura 2.17) representam a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (FEVD) para as variáveis arrecadação, PIB e despesas em um modelo VAR. Esta análise mostra quanto da variação futura de cada variável pode ser explicada pelos choques (ou inovações) em cada uma das outras variáveis no modelo ao longo de diferentes horizontes temporais.

Figura 2.17: FEVD - Decomposição da Variância do Erro de Previsão



Fonte: Elaboração própria

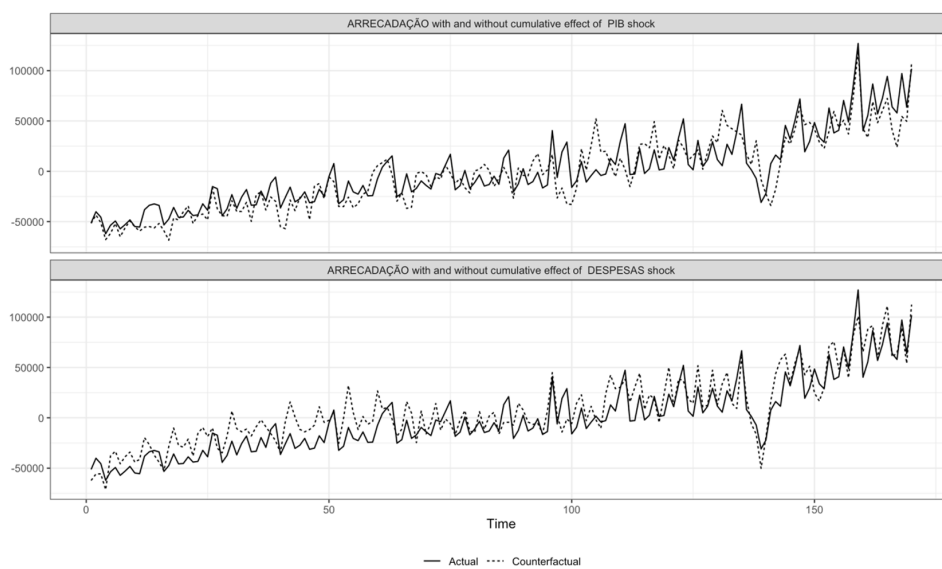
A maior parte da variação na arrecadação é explicada por seus próprios choques ao longo do tempo, indicando que a arrecadação é predominantemente influenciada por fatores internos ou choques específicos à própria arrecadação. Uma pequena parte da variação é explicada pelo PIB e pelas despesas, sugerindo que mudanças econômicas gerais e políticas fiscais têm um impacto moderado sobre a arrecadação. A variação no PIB também é dominada por seus próprios choques, o que é típico para variáveis macroeconômicas como o PIB, onde a dinâmica interna e os fatores de longo prazo geralmente desempenham papéis significativos.

Os choques na arrecadação e nas despesas contribuem de forma visível, mas não dominante, para a variação do PIB, refletindo a influência das políticas fiscais e da saúde econômica geral na atividade econômica. Para as despesas, observa-se que uma proporção substancial da sua variação é explicada por choques nas outras duas variáveis (arrecadação e PIB), particularmente nas fases iniciais. Isso sugere que as despesas governamentais podem ser ajustadas em resposta a condições econômicas e níveis de arrecadação. A própria despesa também contribui significativamente para a variação ao longo do tempo, indicando que decisões autônomas de gastos ou políticas também direcionam as despesas ao longo do tempo.

Quanto à Arrecadação, demonstrada na Figura 2.18 abaixo, com e sem o efeito cumulativo de choque no PIB demonstrada acima, a linha sólida mostra a trajetória real da arrecadação, e a pontilhada mostra a contrafactual da arrecadação, onde os choques no PIB são excluídos. Observa-se que a arrecadação exibe variações significativas quando os choques do PIB são removidos, indicando que a arrecadação é sensível às mudanças no PIB. Em muitos pontos, a linha contrafactual é mais baixa que a real, sugerindo que choques positivos no PIB podem ter impulsionado a arrecadação.

Ao considerar, também, a Arrecadação com e sem o efeito cumulativo de choque nas despesas, cabe ressaltar que a trajetória contrafactual sem os choques das despesas mostra variações notáveis em relação à linha real. Em várias fases, a linha contrafactual é menor, indicando que choques nas despesas podem ter efeitos estimulantes sobre a arrecadação, possivelmente devido ao aumento do gasto público influenciando positivamente a economia e, por sua vez, a arrecadação.

Figura 2.18: Análise Contrafactual da Arrecadação com Efeitos Cumulativos de Choques no PIB e nas Despesas



Fonte: Elaboração própria

A partir dos dados demonstrados anteriormente, os resultados exibidos a seguir utilizam séries temporais das log-diferenças entre períodos para analisar a variação das variáveis ao longo do tempo. Por exemplo, o valor de janeiro de 2009 deve ser interpretado como a diferença percentual em relação a janeiro de 2008. Esse método de análise permite uma compreensão das alterações nas variáveis econômicas estudadas, ressaltando a dinâmica de crescimento ou declínio entre os períodos analisados. A imagem a seguir ilustra essas variações, promovendo a visualização das tendências de longo prazo e das flutuações de curto prazo nas variáveis de interesse.

A estimativa da equação de 'ARRECADAÇÃO' no modelo VAR indica que, para uma defasagem de uma unidade, um aumento de uma unidade em 'ARRECADAÇÃO' no período anterior resulta em um aumento de 0.456244 unidades em 'ARRECADAÇÃO' no período atual, com alta significância estatística (valor $p < 0.001$). Similarmente, um aumento de uma unidade em 'PIB' no período anterior está associado a um aumento de 0.697405 unidades em 'ARRECADAÇÃO' no período atual, também com alta significância estatística (valor $p = 3.36e-09$). Em contrapartida, um aumento de uma unidade em 'DESPESAS' no período anterior está relacionado a uma diminuição de 0.114988 unidades em 'ARRECADAÇÃO' no período atual, sendo relevante ao nível de 5%

(valor $p = 0.04952$).

Para a defasagem de duas unidades, o coeficiente de ARRECADAÇÃO é -0.030244 , com um valor t de -0.329 e um valor p de 0.74244 , indicando que essa relação não é estatisticamente significativa. O termo constante apresenta um coeficiente de 0.017494 , com um erro padrão de 0.048560 , um valor t de 0.360 e um valor p de 0.71923 , sugerindo que o termo constante não é estatisticamente significativo. O erro padrão residual da equação é 0.6121 , e o R-quadrado ajustado é 0.6275 , indicando que aproximadamente 62.75% da variação em ARRECADAÇÃO é explicada pelas variáveis incluídas no modelo.

Tabela 2.4: Estatísticas do Modelo

Parâmetro	Valor
Residual standard error	0.03142 on 135 degrees of freedom
Multiple R-Squared	0.6837
Adjusted R-squared	0.6275
F-statistic	12.16 on 24 and 135 DF
p-value	$< 2.2e-16$

Fonte: Elaboração própria

Os resultados da estimativa para a equação do PIB no modelo VAR, considerando uma defasagem de uma unidade (11), indicam que o coeficiente de ARRECADAÇÃO é 0.141506 , com um erro padrão de 0.074071 , resultando em um valor t de 1.910 e um valor p de 0.05820 . Isso implica que um aumento de uma unidade em ARRECADAÇÃO no período anterior está associado a um aumento de 0.141506 unidades em PIB no período atual, sendo essa relação marginalmente significativa (valor $p < 0.1$). O coeficiente para PIB na mesma defasagem é 0.618367 , com um erro padrão de 0.090566 , resultando em um valor t de 6.828 e um valor p de $2.67e-10$, sugerindo que um aumento de uma unidade em PIB no período anterior está associado a um aumento de 0.618367 unidades em PIB no período atual, com alta relevância estatística. Em contrapartida, o coeficiente para DESPESAS na defasagem de uma unidade é -0.030008 , com um erro padrão de 0.047695 , resultando em um valor t de -0.629 e um valor p de 0.53030 . Este resultado indica que um aumento de uma unidade em DESPESAS no período anterior está associado a uma diminuição de 0.030008 unidades em PIB no período atual, mas essa relação não é estatisticamente significativa.

Tabela 2.5: Estatísticas do Modelo

Parâmetro	Valor
Residual standard error	0.01082 on 135 degrees of freedom
Multiple R-Squared	0.7893
Adjusted R-Squared	0.7519
F-statistic	21.08 on 24 and 135 DF
p-value	$< 2.2e-16$

Fonte: Elaboração própria

A defasagem de duas unidades (12) de ARRECADAÇÃO apresenta um coeficiente de -0.109834 , com um valor t de -1.455 e um valor p de 0.14809 , indicando que essa relação não é estatisticamente significativa. O termo constante (const) possui um coeficiente de 0.015712 , com um erro padrão de

0.039921, um valor t de 0.394 e um valor p de 0.69450, sugerindo que o termo constante também não é estatisticamente significativo. O erro padrão residual da equação é 0.5032, e o R-quadrado ajustado é 0.7519, indicando que aproximadamente 75.19% da variação em PIB é explicada pelas variáveis incluídas no modelo.

Os resultados da estimativa para a equação de 'DESPESAS', considerando uma defasagem de uma unidade (11), revelam que o coeficiente de 'ARRECADAÇÃO' é 0.047827, com um erro padrão de 0.137880, resultando em um valor t de 0.347 e um valor p de 0.729226. Isso indica que um aumento de uma unidade em 'ARRECADAÇÃO' no período anterior está associado a um aumento de 0.047827 unidades em 'DESPESAS' no período atual, porém essa relação não é estatisticamente significativa. O coeficiente para 'PIB' na mesma defasagem é 0.073565, com um erro padrão de 0.168586, resultando em um valor t de 0.436 e um valor p de 0.663268, indicando que um aumento de uma unidade em 'PIB' no período anterior está associado a um aumento de 0.073565 unidades em 'DESPESAS' no período atual, mas também não é estatisticamente significativo. Por outro lado, o coeficiente de 'DESPESAS' na defasagem de uma unidade é 0.167530, com um erro padrão de 0.088783, um valor t de 1.887 e um valor p de 0.061313, sugerindo que um aumento de uma unidade em 'DESPESAS' no período anterior está associado a um aumento de 0.167530 unidades em 'DESPESAS' no período atual, sendo marginalmente relevante (valor $p < 0.1$).

Tabela 2.6: Estatísticas do Modelo

Parâmetro	Valor
Residual standard error	0.1291 on 135 degrees of freedom
Multiple R-Squared	0.2644
Adjusted R-Squared	0.1337
F-statistic	2.022 on 24 and 135 DF
p-value	0.006314

Fonte: Elaboração própria

A defasagem de duas unidades (12) de 'ARRECADAÇÃO', apresenta um coeficiente de -0.291893, com um valor t de -2.077 e um valor p de 0.039716, indicando uma relação estatisticamente significativa. O termo constante ('const') evidencia um coeficiente de 0.019449, com um erro padrão de 0.074311, um valor t de 0.262 e um valor p de 0.793937, logo não é estatisticamente relevante. O erro padrão residual da equação é 0.9368, e o R-quadrado ajustado é 0.1337, indicando que aproximadamente 13.37% da variação em 'DESPESAS' é explicada pelas variáveis incluídas no modelo. Esses resultados sugerem que 'ARRECADAÇÃO', 'PIB' e 'DESPESAS', especialmente em algumas de suas defasagens, têm um impacto sobre 'DESPESAS'.

A matriz de correlação dos resíduos é apresentada com os seguintes valores: 1.00000 para a correlação entre ARRECADAÇÃO e ARRECADAÇÃO, 0.3257 entre ARRECADAÇÃO e PIB, -0.09895 entre ARRECADAÇÃO e DESPESAS, 1.0000 entre PIB e PIB, 0.19429 entre PIB e DESPESAS, e 1.00000 entre DESPESAS e DESPESAS. Esta matriz mostra a correlação entre os resíduos das diferentes equações do modelo, indicando a força e a direção das relações lineares entre as variáveis. Por exemplo, a correlação positiva moderada de 0.3257 entre os resíduos de ARRECADAÇÃO e PIB é condizente com uma associação positiva entre os resíduos dessas duas equações, enquanto a correlação negativa fraca de -0.09895 entre os resíduos de ARRECADAÇÃO e DESPESAS indica que, quando os resíduos da equação de ARRECADAÇÃO aumentam, os resíduos da equação de DESPESAS tendem a diminuir.

Tabela 2.7: Matriz de Correlação dos Resíduos

	ARRECADAÇÃO	PIB	DESPESAS
ARRECADAÇÃO	1.00000	0.3257	-0.09895
PIB	0.32565	1.0000	0.19429
DESPESAS	-0.09895	0.1943	1.00000

Fonte: Elaboração própria

A matriz de covariância dos resíduos ajuda a entender a magnitude da variabilidade conjunta entre os resíduos das diferentes equações, enquanto a matriz de correlação dos resíduos fornece uma visão normalizada dessas relações, indicando a força e a direção das associações lineares. Por exemplo, a covariância positiva entre os resíduos de ARRECADAÇÃO e PIB sugere que, quando os resíduos da equação de ARRECADAÇÃO aumentam, os resíduos da equação de PIB tendem a aumentar também, o que é reforçado pela correlação positiva de 0.3257. Por outro lado, a correlação negativa entre os resíduos de ARRECADAÇÃO e DESPESAS indica que, quando os resíduos da equação de ARRECADAÇÃO aumentam, os resíduos da equação de DESPESAS tendem a diminuir, embora essa relação seja fraca (-0.09895).

Tabela 2.8: Matriz de Covariância dos Resíduos

	ARRECADAÇÃO	PIB	DESPESAS
ARRECADAÇÃO	0.0009870	0.0001107	-0.0004015
PIB	0.0001107	0.0001172	0.0002716
DESPESAS	-0.0004015	0.0002716	0.0166786

Fonte: Elaboração própria

Os resultados para a matriz B, obtida através da identificação do modelo estrutural usando a metodologia de Máxima Verossimilhança Não-Gaussiana (NGML) aplicada ao modelo de forma reduzida, foram verificados para garantir sua validade e interpretabilidade. A matriz B resultante é apresentada da seguinte forma:

Tabela 2.9: Matriz de Coeficientes

	[,1]	[,2]	[,3]
ARRECADAÇÃO	0.3613960	0.37855773	-0.1364085
PIB	-0.1912978	0.40071917	0.1032464
DESPESAS	0.1507492	0.03624227	0.8492068

Fonte: Elaboração própria

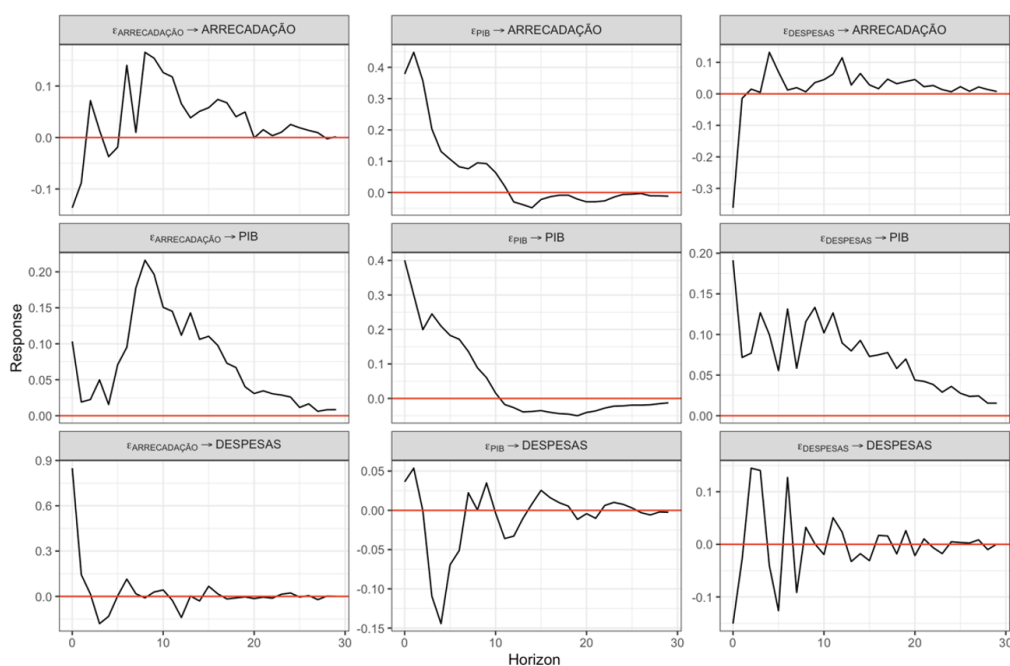
A matriz B é composta por coeficientes que refletem as relações estruturais entre as variáveis endógenas do modelo. Cada elemento da matriz B representa a resposta de uma variável endógena a um choque estrutural em outra variável. Na primeira coluna, de choques estruturais na ARRECADAÇÃO, um choque positivo unitário em ARRECADAÇÃO resulta em um aumento de aproximadamente 0.3613960 unidades na própria ARRECADAÇÃO, uma redução de aproximadamente 0.1912978 unidades no PIB, e um aumento de aproximadamente 0.1507492 unidades nas DESPESAS, mantendo as demais variáveis constantes.

Na segunda coluna, com choques estruturais no PIB, um choque positivo unitário no PIB resulta em um aumento de aproximadamente 0.37855773 unidades na ARRECADAÇÃO, um aumento de aproximadamente 0.40071917 unidades no próprio PIB, e um aumento de aproximadamente 0.03624227 unidades nas DESPESAS, mantendo as demais variáveis constantes. Na terceira coluna, que representa choques estruturais nas DESPESAS, um choque positivo unitário nas DESPESAS resulta em uma redução de aproximadamente 0.1364085 unidades na ARRECADAÇÃO, um aumento de aproximadamente 0.1032464 unidades no PIB, e um aumento de aproximadamente 0.8492068 unidades nas próprias DESPESAS, mantendo as demais variáveis constantes.

A matriz B ajuda a entender como choques estruturais em uma variável endógena afetam as outras variáveis no sistema. Por exemplo, a primeira coluna da matriz mostra como um choque na ARRECADAÇÃO afeta a ARRECADAÇÃO, o PIB e as DESPESAS. Da mesma forma, a segunda e a terceira colunas mostram como choques no PIB e nas DESPESAS afetam todas as variáveis no sistema. Essas relações estruturais são fundamentais para análises de política econômica e para entender a dinâmica subjacente entre as variáveis macroeconômicas no modelo. A matriz B também é nevrálgica para a análise de impulso-resposta, onde podemos ver a trajetória temporal das variáveis em resposta a choques estruturais.

Abaixo são examinados a variação dos resultados das políticas fiscais, conforme representado nos gráficos, da Figura 2.19, de resposta ao impulso gerados pela metodologia SVAR:

Figura 2.19: Impulso-Resposta VAR entre períodos



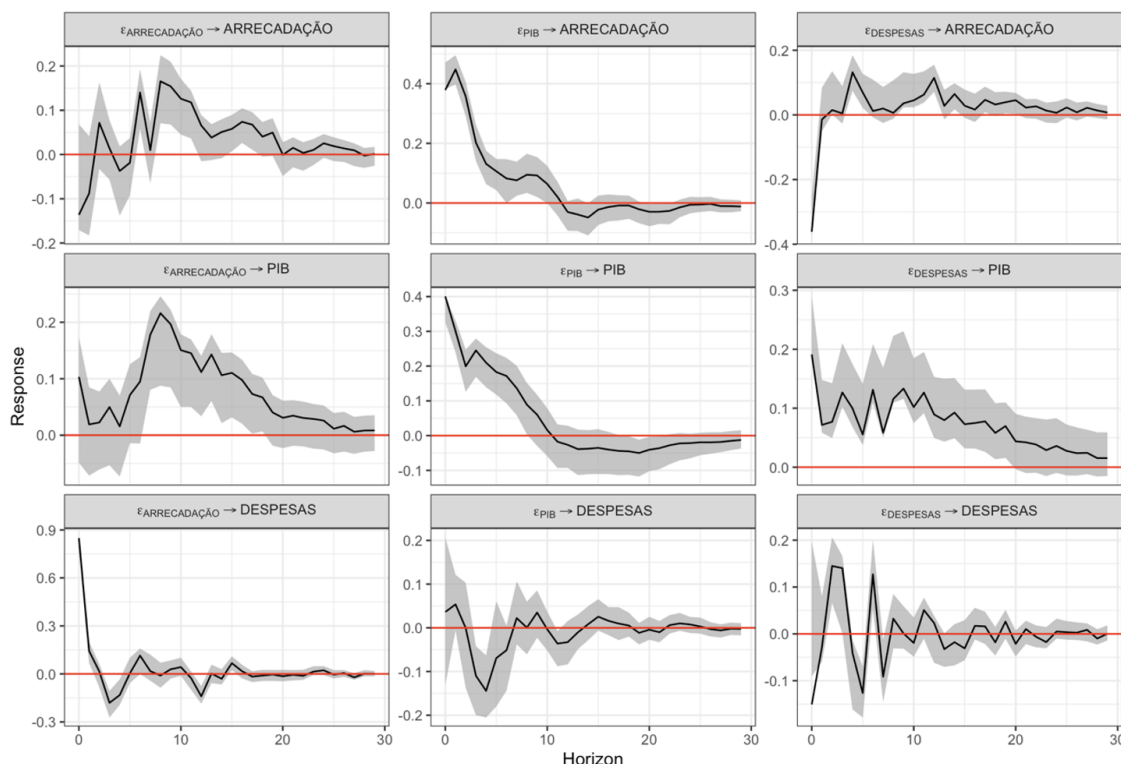
Fonte: Elaboração própria

Para a variável arrecadação, os gráficos mostram que choques na arrecadação (primeira coluna) apresentam um impacto inicial positivo sobre a própria arrecadação, estabilizando-se após alguns períodos. Choques no PIB (segunda coluna) têm um impacto positivo sobre a arrecadação, mas este efeito diminui ao longo do tempo. Choques nas despesas (terceira coluna) sinalizam um sutil impacto inicial positivo, que tende a se estabilizar. No que se refere ao PIB, os choques na arrecadação (primeira linha da segunda coluna) produzem um efeito positivo, atingindo um pico e depois diminuindo ao longo do tempo. Choques no PIB (segunda linha da segunda coluna)

apresentam um impacto positivo expressivo sobre o próprio PIB, que se reduz com o tempo. Já os choques nas despesas (terceira linha da segunda coluna) mostram um efeito positivo moderado no PIB, que diminui gradualmente.

Quanto às despesas, choques na arrecadação (primeira linha da terceira coluna) apresentam um efeito inicialmente positivo, mas que logo se estabiliza. Choques no PIB (segunda linha da terceira coluna) têm um impacto negativo inicial, que se estabiliza em zero ao longo do tempo. Choques nas próprias despesas (terceira linha da terceira coluna) mostram um impacto inicial positivo, que oscila antes de se estabilizar. Sendo a área sombreada em torno das linhas de resposta a representação dos intervalos de confiança (Figura 2.20), indicando a incerteza das estimativas. Um intervalo de confiança mais estreito implica maior precisão na estimativa da resposta ao impulso, enquanto um intervalo mais amplo indica maior incerteza.

Figura 2.20: Impulso-Resposta com intervalo de confiança - choque na arrecadação entre períodos



Fonte: Elaboração própria

A interpretação dos Gráficos de Resposta ao Impulso e FEVD, Figura 2.2, é dada, conforme explicado previamente, pelo modo como uma variável reage a um choque (impulso) em outra variável ao longo do tempo:

Um choque em ARRECADAÇÃO resulta em um aumento inicial na própria ARRECADAÇÃO, seguido por uma estabilização em torno do nível zero. Isso indica que os efeitos de um aumento na arrecadação são transitórios e se dissipam ao longo do tempo. No caso do PIB, um choque positivo em ARRECADAÇÃO causa um aumento no PIB, com efeitos que diminuem gradualmente ao longo do tempo. Para DESPESAS, um choque em ARRECADAÇÃO inicialmente aumenta as despesas, mas os efeitos também se dissipam ao longo do tempo, retornando a um nível próximo de zero.

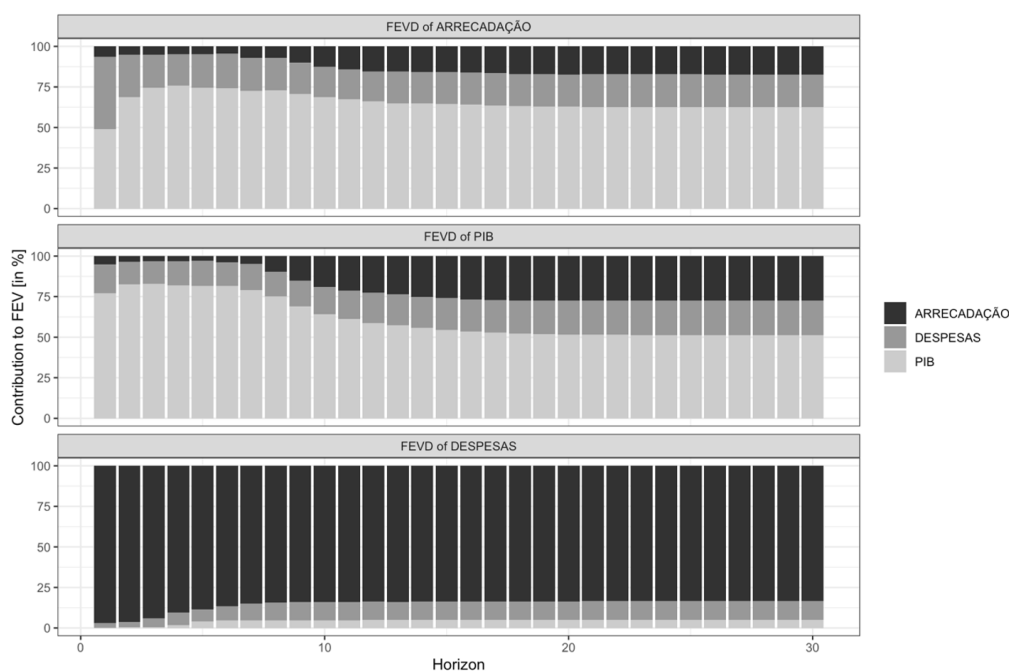
Quando o choque ocorre no PIB, observa-se um aumento inicial substancial na própria variável, seguido por uma diminuição gradual dos efeitos ao longo do tempo, o que sugere que os choques no PIB têm um impacto duradouro, mas decrescente. O impacto de um choque no PIB sobre a ARRECADAÇÃO é inicialmente positivo, indicando que um aumento no PIB impulsiona a arrecadação. No entanto, os efeitos se atenuam gradualmente. No que diz respeito às DESPESAS, um choque no PIB inicialmente causa um aumento, mas os efeitos se tornam inócuos após alguns períodos, indicando que o impacto do PIB sobre as despesas não é persistente.

Os choques em DESPESAS têm um impacto inicial positivo na própria variável, que diminui ao longo do tempo. Isso sugere que os aumentos nas despesas são inicialmente impulsionados por seus próprios choques, mas esses efeitos não são duradouros. Um choque em DESPESAS também provoca um aumento inicial na ARRECADAÇÃO, embora os efeitos se estabilizem rapidamente, indicando uma resposta menos persistente. Para o PIB, os choques em DESPESAS têm um efeito

inicial positivo, mas com uma magnitude menor e menos persistente em comparação com as outras variáveis.

Os gráficos de decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) mostram a contribuição percentual de cada variável para a variância do erro de previsão das outras variáveis ao longo do tempo. Para ARRECADAÇÃO, observa-se que a maior parte da variância do erro de previsão é explicada pela própria ARRECADAÇÃO, indicando uma alta autocorrelação. Ao longo do tempo, a contribuição do PIB aumenta ligeiramente, enquanto as DESPESAS têm uma contribuição menor e relativamente constante. No caso do PIB, a variância do erro de previsão é dominada pela própria variável, embora a contribuição de ARRECADAÇÃO aumente ao longo do tempo, indicando que a arrecadação se torna um fator mais importante na previsão do PIB em horizontes mais longos. As DESPESAS, por outro lado, têm uma contribuição marginalmente menor. Para DESPESAS, a variância do erro de previsão é predominantemente explicada pela própria variável, com ARRECADAÇÃO e PIB tendo contribuições menores. Portanto, as DESPESAS são principalmente autocorrelacionadas, com os choques em outras variáveis tendo um impacto limitado (2.21).

Figura 2.21: Impulso resposta e FEVD, entre períodos



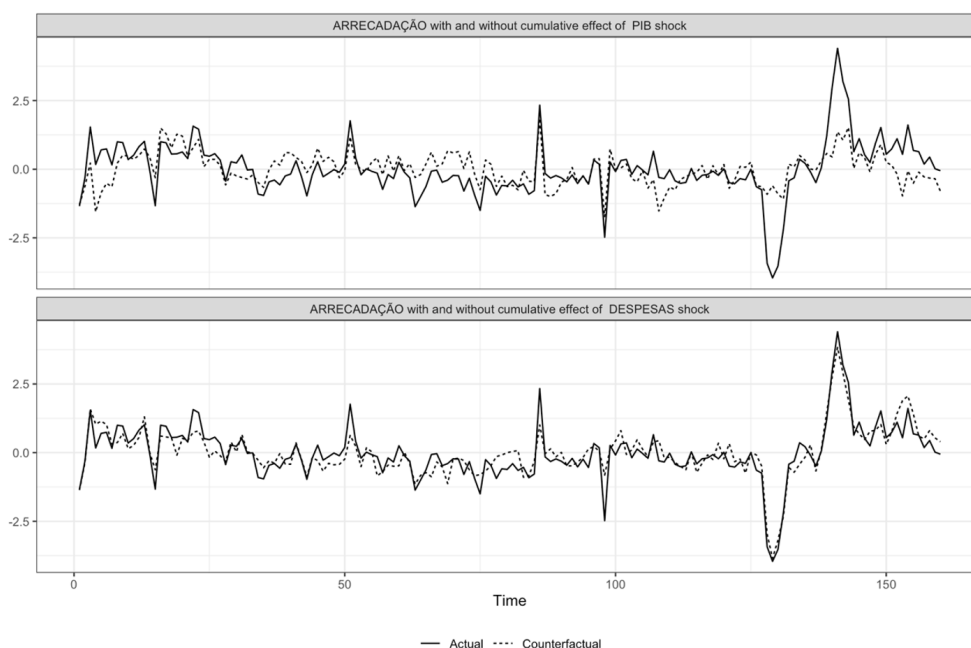
Fonte: Elaboração própria

A análise dos gráficos de decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) e os gráficos de efeitos cumulativos contrafactuais ilustram a contribuição percentual de cada variável endógena para a previsão do erro de variância de uma variável específica ao longo do tempo (figura 2.21). Para a variável 'ARRECADAÇÃO', a maior parte da variância do erro de previsão é explicada por si própria, especialmente nos primeiros períodos. No entanto, com o passar do tempo, o PIB passa a ter uma contribuição mais significativa, enquanto as despesas mantêm uma contribuição relativamente estável e menor. Isso indica que, embora a arrecadação tenha uma forte autocorrelação, as flutuações no PIB começam a influenciar as previsões de arrecadação ao longo do tempo.

Para o 'PIB', os resultados mostram que a sua própria variância explica a maior parte do erro de previsão, mas a contribuição da arrecadação aumenta gradualmente, refletindo a interdependência entre a atividade econômica e as receitas fiscais. As despesas, por outro lado, têm uma contribuição

mais modesta e estável, sugerindo que mudanças nas despesas têm um impacto menor e mais diluído na variância do PIB. Quando analisada a variável 'DESPESAS', a maior parte da variância do erro de previsão é explicada pela própria variável despesas. A contribuição das arrecadações também é notável, embora menos relevante quando comparada à autocorrelação das despesas. O PIB contribui de forma menor e estável, indicando que as despesas são predominantemente auto influenciadas, com menor impacto direto das outras variáveis no curto prazo. Os gráficos de efeitos cumulativos contrafactuais mostram a diferença na trajetória da arrecadação com e sem choques no PIB e nas despesas ao longo do tempo.

Figura 2.22: Análise Contrafactual da Arrecadação com Efeitos Cumulativos de Choques no PIB e nas Despesas entre períodos



Fonte: Elaboração própria

O gráfico superior mostra a trajetória real da arrecadação (linha contínua) comparada com a trajetória contrafactual (linha tracejada) sem o efeito cumulativo de choques no PIB (Figura 2.22). Observa-se que a ausência de choques no PIB teria resultado em uma arrecadação ligeiramente menor em vários períodos, portanto, choques no PIB surtem impacto positivo cumulativo na arrecadação. O gráfico inferior apresenta a trajetória real da arrecadação em comparação com a trajetória contrafactual sem o efeito cumulativo de choques nas despesas (Figura 2.22). Aqui, a diferença entre as trajetórias é menos pronunciada, sugerindo que choques nas despesas têm um impacto menos expressivo e mais volátil na arrecadação, em comparação com os choques no PIB.

2.6 Conclusão

Na literatura econômica, o impacto das políticas fiscais, particularmente o aumento de impostos e o corte de gastos governamentais, na atividade econômica é um tema persistente e complicado. As políticas fiscais são uma ferramenta vital para os governos controlarem a economia, manterem o equilíbrio orçamentário e promoverem o desenvolvimento. A compreensão do impacto de várias medidas fiscais na economia permite que os formuladores de políticas façam escolhas mais

acertivas e eficazes. Da mesma forma, ter uma compreensão das consequências dos cortes de gastos governamentais ajuda a avaliar os benefícios entre a redução do déficit público e os possíveis efeitos negativos sobre o crescimento econômico.

Nas etapas iniciais da presente investigação, utilizando o modelo VAR, identificou-se que as políticas fiscais, incluindo alterações tributárias e ajustes nos gastos governamentais, exibem uma interação complexa com variáveis Produto Interno Bruto (PIB) e o emprego no Brasil. Os dados preliminares sugerem que reformas fiscais voltadas à simplificação tributária podem estimular a economia ao reduzir o ônus fiscal e aprimorar a eficiência administrativa. No entanto, tais políticas também carregam o desafio de harmonizar o estímulo econômico com a sustentabilidade das finanças públicas, especialmente sob o espectro de um endividamento público crescente e demandas sociais.

A análise dos efeitos de políticas fiscais de austeridade, advindas das análises conduzidas pela implementação dos modelos VAR e SVAR aplicados apontam que, enquanto cortes de despesas tendem a ter impactos negativos mais imediatos na atividade econômica, aumentos de impostos mostram efeitos diferenciados dependendo da estrutura econômica e das condições de mercado existentes. A pesquisa corrobora a visão de que tais políticas, apesar de necessárias para a sustentabilidade fiscal, podem suprimir o crescimento econômico no curto prazo.

Ademais, descobertas preliminares, corroboradas pela análise FEVD, sugerem que os choques decorrentes de cortes em despesas tendem a ter impactos negativos mais imediatos na atividade econômica, enquanto os efeitos dos aumentos de impostos variam de acordo com a estrutura econômica e as condições de mercado existentes. A FEVD foi particularmente útil para quantificar a contribuição relativa de cada tipo de choque fiscal sobre a variabilidade das previsões do PIB e emprego, demonstrando que o impacto negativo das políticas de austeridade não é uma inevitabilidade e pode ser mitigado.

No entanto, os resultados também indicam que o impacto negativo não é uma certeza absoluta e pode ser mitigado através de uma implementação cuidadosa e ajustada ao contexto econômico específico. O estudo reforça que as reformas fiscais devem ser acompanhadas de políticas compensatórias que estimulem a economia, como investimentos em infraestrutura ou incentivos a setores estratégicos, para neutralizar os possíveis efeitos recessivos.

Portanto, a conclusão derivada da análise da série temporal abrangida por este estudo foi que embora as medidas de austeridade fiscal possam inicialmente desacelerar a atividade econômica, seu impacto pode variar significativamente com base na maneira como são implementadas e no ambiente econômico em que são introduzidas. A prudência, a moderação e a adaptabilidade das políticas fiscais são cruciais para equilibrar os objetivos de estabilidade fiscal com a necessidade de fomentar o crescimento econômico sustentável.

Ao contemplarmos os resultados da análise do modelo VAR, utilizando séries temporais das log-diferenças entre períodos, mostram que as variações na arrecadação, PIB e despesas estão interligadas. A arrecadação e o PIB estão positivamente correlacionados, indicando que aumentos na arrecadação impulsionam o crescimento do PIB, sugerindo que maiores receitas governamentais podem ser investidas na economia. Por outro lado, o aumento das despesas parece prejudicar a arrecadação, possivelmente devido à ineficiência ou ao endividamento adicional gerado por gastos elevados. Portanto, é essencial gerenciar as despesas públicas cuidadosamente. Além disso, as despesas no período anterior não têm um impacto expressivo sobre o PIB, indicando que aumentar os gastos públicos não garante crescimento econômico imediato. A relação entre despesas e arrecadação é complexa: aumentos na arrecadação anterior não impactam substancialmente as despesas, e o PIB anterior também não influencia diretamente as decisões de gastos. Isso mostra que a capacidade de arrecadação e o crescimento econômico passado não direcionam diretamente os níveis de despesas.

A análise dos gráficos de decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) e dos efeitos

cumulativos contrafactuais revela a dinâmica das relações entre ARRECADAÇÃO, PIB e DESPESAS ao longo do tempo. Para a ARRECADAÇÃO, o fato de sua variância ser majoritariamente explicada por si mesma indica que a arrecadação é autocorrelacionada, ou seja, os valores passados de arrecadação têm um forte impacto sobre seus valores futuros. A contribuição crescente do PIB ao longo do tempo sugere que, à medida que a economia cresce, o aumento do PIB começa a influenciar positivamente a arrecadação. A contribuição menor e constante das DESPESAS indica que os gastos públicos não têm influência na variância da arrecadação.

No caso do PIB, a variância sendo dominada pela própria variável indica que o crescimento econômico é principalmente autocorrelacionado. A crescente contribuição da ARRECADAÇÃO ao longo do tempo sugere que maiores receitas governamentais, potencialmente derivadas de uma base econômica mais ampla, começam a influenciar positivamente o PIB. A contribuição marginal das DESPESAS ao PIB reforça a ideia de que os gastos públicos, por si só, não são determinantes principais do crescimento econômico no curto prazo. Para as DESPESAS, a predominância da própria variável na explicação da sua variância sugere que as decisões de gasto são fortemente autocorrelacionadas e menos influenciadas por variáveis como ARRECADAÇÃO e PIB. Isso implica que mudanças nas despesas são mais dependentes de políticas internas de gasto do que de variações na arrecadação ou no crescimento econômico. Esses resultados mostram a importância da arrecadação e do PIB como influenciadores mútuos, enquanto as despesas públicas desempenham um papel mais independente e menor na explicação das variações econômicas a curto prazo.

A close-up photograph of a banknote, likely a 100 Euro note, featuring the portrait of a man. The banknote is partially obscured by several horizontal red ribbons that are wrapped around it. The ribbons are positioned across the middle of the image, with one ribbon passing through the man's eye. The background is a soft, out-of-focus grey.

3. Dívida Pública no Brasil

Dívida Pública no Brasil: Sustentabilidade e suas Implicações

Gustavo Abreu da Fonseca
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

A dívida pública no Brasil tem atraído muita atenção e estudo, principalmente em vista dos desafios fiscais que o país enfrenta. A sustentabilidade da dívida pública é essencial para a estabilidade econômica e a confiança dos investidores, afetando diretamente as taxas de juros, o investimento e o crescimento econômico. Apesar da importância do tema, há uma lacuna importante no conhecimento sobre os limites da sustentabilidade da dívida pública brasileira e as consequências de longo prazo de uma dívida crescente. O objetivo da análise da dívida pública no Brasil e sua sustentabilidade é desenvolver uma compreensão mais precisa dos desafios e implicações envolvidos na gestão da dívida. Isso envolve examinar estratégias para atingir um equilíbrio fiscal sustentável, medir o impacto de diferentes políticas fiscais e monetárias na dívida pública e propor reformas que possam favorecer a estabilidade econômica. Este estudo investiga a trajetória da dívida pública brasileira, seus impactos no crescimento econômico e os desafios para sua sustentabilidade. A dívida pública brasileira está em um patamar elevado, gerando preocupações sobre seus impactos negativos no crescimento. A relação entre dívida e crescimento é complexa e depende de diversos fatores, e a sustentabilidade dessa dívida depende da capacidade do governo de gerar superávits primários e implementar medidas para controlar o déficit público. Ciclos econômicos, choques externos, instabilidade política e gastos públicos excessivos dificultam sua gestão. Como medidas de solução amplamente conhecidas temos o ajuste fiscal, as reformas estruturais, o controle de gastos públicos, o aumento da transparência e a boa governança fiscal - são medidas clássicas, mas essenciais, para aprimorar a gestão da dívida. Nesse artigo, analisaremos a trajetória da dívida brasileira nos últimos 22 anos (de dezembro de 2002 a abril de 2024) e proporemos, através de testes de raiz unitária e de cointegração, medidas para avaliar o grau de sustentabilidade da dívida. Os resultados encontrados indicam que a dívida brasileira não segue um padrão de sustentabilidade no período analisado, o que indica um sério problema a ser equacionado por parte da administração pública. Também desenvolveremos um modelo VAR, que, associando às técnicas de Função de Impulso e Resposta e Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, será usado analisar a sensibilidade da Dívida Pública a choques das variáveis Taxa de Juros, Variação Cambial e Inflação. Dos resultados encontrados, destaca-se a relação positiva encontrada entre choques de taxa de juros e seu efeito sobre a dívida e o déficit, com efeitos que duram até 10 meses; a mesma relação positiva se observa quanto aos choques de variação cambial, mas nesse caso os efeitos se dissipam mais rapidamente.

3.1 Introdução

A sustentabilidade da dívida pública é um tema central para a saúde fiscal de qualquer país. No Brasil, em particular, a dívida pública está num patamar bastante elevado: cerca de 75% do PIB, medida pelo indicador DPGG (Dívida Pública do Governo Geral), segundo dados recentes do Banco Central do Brasil (2024a). Nas últimas décadas, esse indicador foi um fator de preocupação para os governantes do país, nos 3 níveis da esfera do poder público, e também para os investidores em geral, dado o histórico de incertezas na administração dessa dívida – especialmente nos anos 80 e início dos 90, com a crise da dívida externa, por exemplo -, e a consequente insegurança no ambiente econômico que inviabiliza o investimento produtivo (SILVA; SANTOS, 2020).

O crescimento econômico do país tem relação direta com a solvência dessa dívida - condição em que o valor presente dos superávits primários é superior ao dos déficits primários. Uma dívida em patamares muito elevados pode ser um fator impeditivo para esse crescimento – especialmente num cenário de juros historicamente elevados como o brasileiro (BARBOSA; PESSÔA, 2019). Todos esses são fatores que levam à preocupação dos especialistas em analisar o fenômeno da dívida pública e sua sustentabilidade, jogar luzes sobre ele e indicar caminhos para a sua melhor gestão. Nosso objetivo com o presente trabalho é trazer contribuições a essa discussão a partir de uma cuidadosa análise econométrica da trajetória recente da dívida pública brasileira.

No Brasil, essa temática tem sido objeto de muita discussão e pesquisa, principalmente em função dos desafios fiscais que o país enfrenta. A sustentabilidade da dívida pública é fundamental para a estabilidade econômica e a confiança dos investidores, influenciando diretamente as taxas de juros, o investimento e o crescimento econômico (GENTIL, 2006). Apesar da relevância do tema, há uma importante deficiência no conhecimento sobre os limites da sustentabilidade da dívida pública e as consequências de longo prazo de uma dívida elevada. Questões como o efeito da dívida pública na inflação, no crescimento econômico e na distribuição de renda ainda são alvo de divergências (CAVALCANTI, A. L. C., 2019; SANTOS; PINTO et al., 2023). O propósito da análise sobre a dívida pública no Brasil e sua sustentabilidade é desenvolver uma compreensão mais acurada dos desafios e implicações envolvidos na sua gestão. Isso envolve analisar estratégias para alcançar um equilíbrio fiscal sustentável, mensurar o impacto de diferentes políticas fiscais e monetárias na dívida pública e sugerir reformas que possam favorecer a estabilidade econômica.

Para analisar a sustentabilidade da dívida pública brasileira, é preciso compreender bem as políticas fiscais e monetárias implementadas ao longo do tempo, assim como os aspectos estruturais que afetam a habilidade do governo de administrar sua dívida de forma sustentável. A política fiscal, por exemplo, é essencial nesse cenário, pois são requeridos superávits primários consistentes para estabilizar e depois diminuir a relação dívida/PIB (BARBOSA, 2007). No entanto, alcançar esses superávits tem sido difícil, dada a complexidade do orçamento público brasileiro, marcado ao mesmo tempo por altos gastos obrigatórios e por uma elevada carga tributária - mas que não consegue cobrir todos esses gastos Mendes (2014). Esse quadro se torna mais crítico em períodos de crise econômica ou sanitária (COVID-19), que diminuem a receita fiscal e elevam os gastos governamentais, tensionando ainda mais a sustentabilidade da dívida. Outro fator crucial na administração da dívida pública é a taxa de juros, que afeta diretamente o custo de renovação da dívida e, por conseguinte, a demanda de financiamento do governo. No Brasil, as altas taxas de juros históricas encarecem a dívida, desafiam a sustentabilidade fiscal e restringem a margem para investimentos públicos produtivos que poderiam impulsionar o crescimento econômico. A política monetária, portanto, precisa balancear aquele que é seu principal objetivo - o controle da inflação - com a criação de um cenário de juros mais baixos, que beneficie tanto a administração da dívida quanto o desenvolvimento econômico sustentável (FRANÇA, 2012).

Assim, a busca de estratégias que possam reduzir a relação dívida/PIB para patamares aceitáveis e sustentáveis, sem afetar o crescimento econômico, está entre os grandes objetivos do administrador público. Isso envolve a adoção de políticas fiscais com foco na melhoria da qualidade dos gastos

públicos e no aumento da arrecadação de forma progressiva, bem como a implementação de reformas estruturais que possam elevar a produtividade e o potencial de crescimento da economia. A transparência fiscal e a responsabilidade nas decisões de política econômica também são cruciais para recuperar a confiança dos investidores e criar um ambiente mais propício ao investimento produtivo. O desafio da sustentabilidade da dívida pública no Brasil é complexo, exigindo uma abordagem integrada que considere tanto os aspectos fiscais quanto monetários das políticas públicas.

3.2 Referencial Teórico

Nas últimas décadas, a dívida pública brasileira apresentou trajetória ascendente, com momentos de crise e reestruturação. A década de 1980 e o início dos anos 90 foram marcados pela crise da dívida externa, um período de grande instabilidade econômica (PINHEIRO; GIAMBIAGI; GOSTKORZEWICZ, 1999). Desde então, estudiosos da academia, do governo e mesmo do mercado em geral vêm se debruçando sobre o tema para aprofundar o conhecimento sobre o fenômeno da dívida e propor soluções para mitigar um possível e iminente aprofundamento da crise da dívida pública brasileira.

Usando uma ampla gama de ferramentas econométrico, os estudiosos analisam diversos cenários para a dívida pública, apontam os riscos envolvidos com sua evolução em patamares elevados e indicam caminhos para controlar o problema. A seguir, apresentamos a análise de alguns desses estudos, com diversas abordagens metodológicas.

Liu e Lee (2018) empregam testes econométricos para avaliar o risco de explosividade da dívida pública em países da OCDE, incluindo o Brasil. O artigo se concentra em identificar períodos onde a dívida pública exhibe "comportamento explosivo", o que significa que ela está em um caminho para aumentar continuamente sem se estabilizar. Os resultados sugerem que a maioria dos países da OCDE, exceto possivelmente Israel, Luxemburgo e Turquia, experimentaram períodos de crescimento explosivo da dívida pública em um determinado período. Liu e Lee (2018) (Liu e Lee (2018)) concluem que a dívida pública brasileira apresenta um risco elevado de explosividade, exigindo medidas de ajuste fiscal para evitar uma crise.

Tourinho et al. (2013) analisa a sustentabilidade da dívida pública brasileira no período de 1991 a 2009, utilizando diferentes metodologias. O estudo demonstra que a dívida pública brasileira é sustentável no período analisado, mas alerta para os riscos de uma trajetória ascendente da dívida. Com enfoque nas contas dos estados e capitais brasileiros, o trabalho de Simonassi e Gondim (2019) investiga a relação entre endividamento, investimentos e desempenho fiscal dos governos subnacionais brasileiros. O estudo conclui que os estados brasileiros apresentam um nível de endividamento insustentável no período analisado, enquanto os municípios apresentam uma situação mais equilibrada.

Analisando também as contas dos subnacionais, Simonassi, Filho et al. (2022) ampliam a análise do artigo anterior, incluindo o efeito do ciclo econômico sobre a relação entre endividamento e investimentos. O estudo confirma os resultados do estudo anterior e reforça a necessidade de medidas de ajuste fiscal por parte dos estados brasileiros. É realizada uma investigação abrangente sobre a sustentabilidade e a solvência das políticas de investimento implementadas pelos governos subnacionais no Brasil de 2008 a 2016. Esta análise é particularmente importante devido às mudanças na contabilidade pública implementadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN). A partir do ano de 2017, foram impostas restrições substanciais à comparação de itens de receita. A metodologia de avaliação da capacidade de pagamento (CAPAG) criada pela STN serve como base para a pesquisa. Ela foi modificada para atender às recomendações teóricas de Bohn (1999; 2007). Os resultados da aplicação de quatro especificações diferentes para as funções de reação fiscal mostram que a política fiscal dos estados brasileiros não é sustentável. Por outro lado, de acordo com os autores, quando analisadas sob a ótica dos lucros, as políticas fiscais das capitais

parecem ineficazes. No entanto, ao levar em consideração os valores liquidados, surgem sinais de comportamento solvente. Além disso, o estudo mostra que existe um ciclo virtuoso de investimentos para os estados e as capitais, no qual os aumentos de receita superam os aumentos de custeio causados pelos investimentos. O estudo de Simonassi, Filho et al. (2022) chega à conclusão de que é necessário implementar políticas fiscais duradouras que não comprometam a disponibilidade de serviços públicos e bens essenciais. A pesquisa enfatiza o papel da metodologia CAPAG na avaliação da capacidade de pagamento dos entes subnacionais, considerando-a um instrumento vital para a criação de políticas fiscais que promovam um equilíbrio adequado entre investimentos e despesas. Assim, o artigo traz significativa contribuição à literatura acadêmica sobre políticas fiscais do setor público no Brasil, fornecendo informações originais sobre a sustentabilidade e solvência das políticas de investimento dos governos subnacionais.

O artigo de Luz et al. (2019) analisa as perspectivas de sustentabilidade da dívida no período pós-crise financeira de 2008, e argumentam que a trajetória da dívida pública brasileira é insustentável no longo prazo, caso não sejam tomadas medidas para reduzir o déficit público e aumentar o crescimento da economia. Para chegar a tal conclusão, foram usados testes de raiz unitária e de cointegração entre as variáveis déficit primário e dívida pública.

A análise conjunta desses artigos nos permite desenhar um panorama abrangente sobre a sustentabilidade da dívida pública no Brasil. De forma resumida, identificamos os seguintes pontos em comum: a preocupação com a trajetória ascendente da dívida pública, o reconhecimento da importância da política fiscal para a sustentabilidade dessa dívida e a necessidade de reformas estruturais para desenvolver e aumentar a produtividade da economia.

3.2.1 Relação entre Dívida Pública e Crescimento Econômico

A relação entre dívida pública e crescimento econômico é complexa e varia em função de uma série de fatores, entre eles o nível da dívida, a capacidade de pagamento do governo, e as políticas fiscal e monetária adotadas por ele. Altos níveis de dívida pública podem ter impactos negativos no crescimento econômico por várias razões, entre elas: custo dos juros elevados, efeito crowding out, restrição fiscal e mudança de expectativas dos investidores.

Quando o governo tem uma alta dívida, pode gastar uma porção significativa de sua receita apenas para pagar os juros sobre essa dívida. Isso pode reduzir a quantidade de recursos disponíveis para investimentos em áreas como infraestrutura, educação e saúde, que são importantes para o crescimento econômico. Os custos associados a juros elevados representam um desafio e geram impactos negativos no crescimento econômico.

Além disso, a dívida elevada implica uma forte restrição fiscal. Em momentos de contração econômica, o governo pode ter dificuldades para implementar políticas fiscais que estimulem a demanda. Se os credores consideram a dívida muito arriscada, o governo pode sofrer pressões para adotar políticas de ajuste fiscal. Essas políticas, que geralmente envolvem redução de gastos ou aumento de impostos, podem prejudicar o crescimento econômico, agravando ainda mais a situação econômica.

Outro efeito negativo dos altos níveis de dívida pública já citado é o fenômeno conhecido como "crowding out" (HOERLLE, 2022). Esse termo refere-se à situação em que o governo, ao tomar empréstimos significativos dos mesmos mercados que as empresas e indivíduos utilizam para financiar investimentos produtivos, acaba por deslocar esses investimentos privados. A consequência é um aumento nas taxas de juros, o que torna mais caro para o setor privado obter financiamento. Esse encarecimento do crédito pode resultar em uma diminuição dos investimentos produtivos, prejudicando o crescimento econômico a longo prazo.

No entanto, a relação entre dívida pública e crescimento econômico não é necessariamente linear, e há algumas circunstâncias em que altos níveis de dívida podem ser menos prejudiciais ou até mesmo benéficos para o crescimento econômico. A economia pode se beneficiar muito do

investimento produtivo financiado por dívida, Zaranga (2013). Quando esses recursos são usados para projetos que melhoram a produtividade a longo prazo, como infraestrutura ou pesquisa e desenvolvimento, há uma grande chance de acelerar o crescimento econômico. Esses investimentos estratégicos aumentam não só a eficiência e a capacidade produtiva da economia, mas também a habilidade do governo de pagar suas dívidas futuras, criando um ciclo virtuoso de crescimento e sustentabilidade fiscal.

Em tempos de recessão econômica, a emissão de dívida para aumentar os gastos governamentais pode ser uma ferramenta eficaz para estimular a demanda agregada e revitalizar a atividade econômica (AMADEO, 2005). Esse estímulo fiscal é importante para mitigar os efeitos adversos de uma recessão, promovendo a recuperação econômica. Se os benefícios econômicos derivados do aumento dos gastos superarem os custos adicionais dos juros sobre a dívida, o resultado pode ser um crescimento econômico. Esse tipo de intervenção fiscal é particularmente relevante em contextos onde a economia enfrenta choques negativos significativos e a intervenção governamental é necessária para restaurar a confiança e a atividade econômica.

A confiança dos investidores na gestão da dívida pública e seu impacto no crescimento econômico é importante (ATHAYDE; VIANNA, 2015). Se os investidores acreditarem que o governo pode lidar com sua dívida de forma prudente e honrar seus compromissos futuros, os efeitos prejudiciais da dívida no crescimento econômico podem ser reduzidos significativamente. Essa confiança é especialmente importante em economias com baixas taxas de juros, onde o custo de tomar empréstimos é relativamente baixo. Nesses cenários, a responsabilidade fiscal percebida e a credibilidade do governo podem melhorar as condições de financiamento, permitindo que a dívida pública seja usada de maneira eficiente para estimular o crescimento econômico.

Vimos, portanto, que a relação entre dívida pública e crescimento econômico é influenciada por uma variedade de fatores. Embora altos níveis de dívida possam representar desafios para o crescimento econômico, eles não garantem que o impacto econômico seja necessariamente negativo - na verdade, podem sob certas circunstâncias ser até positivos.

Contexto Brasileiro

Nas últimas quatro décadas, a trajetória da dívida pública no Brasil foi marcada por altos e baixos, refletindo os diversos contextos políticos e econômicos que o país atravessou. Nos anos 1980, houve a crise de dívida externa, originada pela combinação de elevados níveis de endividamento e choques externos, como o aumento das taxas de juros internacionais. A moratória declarada em 1987 foi um ponto crítico que levou o Brasil a renegociar suas dívidas com credores internacionais, instaurando um período de instabilidade econômica.

Plano Real e Estabilização Econômica

O Plano Real, implementado na economia brasileira em 1994, foi um marco significativo na história econômica do Brasil, visando a estabilização de uma inflação crônica que assolava o país desde a década de 1980. Antes do Plano Real, o Brasil experimentou diversas tentativas de estabilização econômica, incluindo os Planos Cruzado I e II, Bresser, Verão e Collor, todos sem sucesso duradouro. A principal inovação do Plano Real foi a introdução de uma nova moeda, o Real (BRL), precedida por uma unidade de valor indexada, a Unidade Real de Valor (URV), que ajudou a desindexar a economia e preparar o terreno para a nova moeda. Nelson H. Barbosa et al. (2006) descrevem como essas medidas, combinadas com uma política monetária austera e reformas estruturais, foram fundamentais para restaurar a confiança e estabilizar os preços.

A arquitetura do Plano Real também envolveu rigorosas disciplinas fiscal e monetária, essenciais para o controle da inflação. A criação de um regime cambial inicialmente fixo, depois evoluindo para um flutuante, desempenhou um papel crucial na estratégia de estabilização, ajudando a evitar surtos inflacionários decorrentes de expectativas desancoradas. De acordo com Giambiagi, Castro et al. (2000), o sucesso do plano não se deu apenas pela introdução da nova moeda, mas também

pelo conjunto de medidas de austeridade fiscal, como a Lei de Responsabilidade Fiscal, que impôs a necessária disciplina orçamentária ao setor público. Por outro lado, as políticas de austeridade foram também acompanhadas por uma expansão significativa da dívida pública interna, resultado das altas taxas de juros necessárias para manter a moeda estável e controlar a inflação. Esse crescimento da dívida foi um desafio contínuo para a política fiscal do país, exigindo atenção constante para equilibrar o orçamento e garantir a sustentabilidade fiscal a longo prazo.

Além dos aspectos econômicos técnicos, o Plano Real teve profundas implicações sociais e políticas. A estabilização da inflação contribuiu significativamente para a redução da pobreza e desigualdade, ao restaurar o poder de compra da população, particularmente das classes mais baixas, que são mais vulneráveis aos efeitos da inflação. Fernando Henrique Cardoso (2006) enfatiza que o controle da inflação através do Plano Real foi um passo crucial não apenas para a estabilização econômica, mas também para a integração do Brasil no mercado global, ao proporcionar um clima de maior previsibilidade e segurança econômica que atraiu investimentos estrangeiros diretos.

Marcos Regulatórios e Fiscais

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), sancionada em 2000, representou um marco fundamental para a gestão da dívida pública no Brasil. A LRF estabeleceu regras claras para a gestão fiscal dos governos federal, estadual e municipal, incluindo limites para a dívida e medidas para aumentar a transparência e a responsabilidade na administração dos recursos públicos. Este novo arcabouço legal foi crucial para aumentar a confiança dos investidores e estabilizar a trajetória da dívida pública.

Além disso, a LRF introduziu mecanismos de controle e monitoramento fiscal que obrigam os entes federativos a manterem um equilíbrio entre receitas e despesas, evitando déficits fiscais excessivos. Segundo Giambiagi e Além (1999), a LRF contribuiu significativamente para a disciplina fiscal ao impor sanções para o descumprimento das metas estabelecidas, como a proibição de transferências voluntárias e a impossibilidade de obtenção de garantias da União. Esse rigor fiscal é essencial para a sustentabilidade da dívida pública, pois reduz a necessidade de financiamento via emissão de títulos, o que poderia pressionar as taxas de juros e aumentar o custo do serviço da dívida.

Adicionalmente, a LRF promoveu a transparência fiscal ao exigir a publicação de relatórios detalhados sobre a execução orçamentária e a gestão fiscal, como o Relatório Resumido da Execução Orçamentária (RREO) e o Relatório de Gestão Fiscal (RGF). De acordo com Fioravante et al. (2006), essa transparência é vital para o controle social e para a accountability, permitindo que a sociedade e os órgãos de controle acompanhem e fiscalizem a aplicação dos recursos públicos. A implementação da LRF, portanto, não apenas fortaleceu a gestão fiscal, mas também contribuiu para a criação de um ambiente econômico mais estável e previsível, favorecendo o crescimento econômico sustentável e a redução das incertezas macroeconômicas.

Política Fiscal e Monetária

As políticas fiscal e monetária no Brasil desempenham um papel central na determinação do nível e da trajetória da dívida pública. A política fiscal, que envolve a administração das receitas e despesas públicas, impacta diretamente a necessidade de financiamento do governo. Períodos de déficits fiscais elevados, muitas vezes vinculados a políticas expansionistas ou à queda de receitas, resultam em um aumento da dívida pública. Por outro lado, a política monetária, conduzida pelo Banco Central, influencia o custo do financiamento da dívida pública por meio da definição das taxas de juros - que impactam diretamente a remuneração dos títulos da dívida pública (ALMEIDA, C., 2010).

A interação entre as políticas fiscal e monetária é especialmente crítica em momentos de crise econômica. Durante a crise financeira global de 2008, por exemplo, muitos países, incluindo o Brasil, implementaram políticas fiscais expansionistas para estimular a economia. No entanto,

essas medidas resultaram em um aumento significativo da dívida pública. Como assinalam Além e Giambiagi (1999), a política monetária, ao manter taxas de juros relativamente altas para controlar a inflação, também contribuiu para a elevação dos custos com a dívida pública. Este equilíbrio delicado entre estimular o crescimento econômico e garantir a sustentabilidade fiscal é um desafio contínuo para as autoridades econômicas.

Além disso, a credibilidade das políticas fiscal e monetária é fundamental para manter a confiança dos investidores e da população. Políticas inconsistentes ou a percepção de que o governo não conseguirá honrar suas obrigações podem levar a um aumento dos prêmios de risco exigidos pelos investidores, elevando ainda mais o custo da dívida pública. Segundo Edmar Bacha (2007), elementos como a transparência fiscal e a previsibilidade das ações do Banco Central são essenciais para a construção de uma trajetória sustentável da dívida pública. Dessa forma, a coordenação eficaz entre política fiscal e monetária, junto com a comunicação clara e transparente com o mercado, são cruciais para manter a estabilidade econômica no longo prazo.

Crescimento Econômico e Dívida Pública

A relação entre dívida pública e crescimento econômico é complexa. Em períodos de altas taxas de crescimento econômico, o aumento das receitas fiscais pode contribuir para a redução do déficit e, conseqüentemente, da dívida pública. No entanto, segundo Bresser-Pereira (2015), uma dívida elevada pode, por sua vez, limitar o espaço fiscal do governo para investimentos em infraestrutura e outras iniciativas de fomento ao crescimento. Além disso, altos níveis de endividamento podem elevar o risco-país, aumentando os custos de financiamento tanto para o setor público quanto para o privado.

A sustentabilidade da dívida pública é um fator crucial para a estabilidade econômica. Estudos mostram que existe um limiar além do qual a dívida pública pode se tornar insustentável, resultando em elevadas taxas de juros e riscos de crises fiscais. De acordo com Carmen M. Reinhart e Kenneth S. Rogoff (2010), quando a dívida de um país excede aproximadamente 90% do PIB, o crescimento econômico tende a ser significativamente prejudicado. Esta dinâmica negativa pode criar um ciclo vicioso onde o aumento da dívida reduz o crescimento econômico, o que, por sua vez, leva a um maior endividamento relativo.

Além do impacto direto sobre o crescimento econômico, a forma como a dívida pública é gerida também desempenha um papel importante. Políticas fiscais responsáveis e transparentes são essenciais para manter a confiança dos investidores e assegurar que os recursos sejam utilizados de maneira eficiente. Conforme apontado por Abouharb e Cingranelli (2007), a boa governança fiscal e a efetiva comunicação com o mercado podem mitigar os efeitos negativos de altos níveis de endividamento. Ter uma estratégia clara de médio e longo prazo para a gestão da dívida pública não só facilita a manutenção da saúde fiscal, mas também promove um ambiente mais favorável para o crescimento econômico sustentável.

Desafios Atuais e Perspectivas

Atualmente, o Brasil enfrenta desafios significativos na gestão de sua dívida pública. As crises econômicas recentes, exacerbadas pela pandemia de COVID-19, levaram a um aumento substancial do endividamento devido à necessidade de financiar programas de auxílio emergencial e estímulo econômico. Esse contexto criou um cenário de inflação elevada que forçou o Banco Central a adotar uma política monetária restritiva, aumentando as taxas de juros para controlar os preços. Embora essa medida tenha sido eficaz para reduzir a inflação a níveis aceitáveis, resultando em uma oportunidade para cortar os juros, a sustentabilidade da dívida pública ainda requer políticas fiscais prudentes, crescimento econômico robusto e reformas estruturais.

Em 2024, surgem novas incertezas sobre os cortes das taxas de juros, uma vez que a economia ainda lida com um patamar elevado de endividamento público. Segundo Barbosa Filho e Pessoa (2014), enquanto a política monetária restritiva ajudou a controlar a inflação, ela também elevou

os custos de financiamento da dívida pública, dificultando a trajetória de crescimento econômico. Além disso, o cenário político tem sido um obstáculo significativo para a implementação de políticas econômicas eficazes, com dificuldades nas votações governamentais, impactando a credibilidade e a efetividade das medidas econômicas.

Para enfrentar esses desafios, a implementação de reformas estruturais, especialmente no âmbito tributário e administrativo, é de suma importância. As reformas tributárias aprovadas no Congresso nos últimos dois anos, direcionadas para simplificar o sistema tributário e reduzir o custo Brasil, são passos cruciais. Bonelli e Pinheiro (2018) destacam que essas reformas são essenciais para aumentar a produtividade e a competitividade da economia brasileira. No entanto, a manutenção de uma política fiscal responsável e de uma gestão eficaz da dívida pública, em conjunto com um cenário político mais estável, são fundamentais para assegurar a sustentabilidade fiscal e promover um ambiente favorável ao crescimento econômico sustentável a longo prazo.

3.2.2 Impactos negativos do elevado nível de Dívida Pública

A sustentabilidade fiscal refere-se à capacidade do governo de gerenciar sua dívida sem comprometer a estabilidade econômica. Elevados níveis de dívida pública podem levar a aumentos significativos nas despesas com juros, reduzindo os recursos disponíveis para outras despesas essenciais, como saúde, educação e infraestrutura. Segundo Fabio Giambiagi (2007a), a manutenção de uma trajetória de dívida sustentável exige que o governo adote políticas fiscais prudentes e limites na geração de déficits. Uma falha em assegurar a sustentabilidade fiscal pode resultar em crises fiscais, como ocorreu no Brasil durante a década de 1980, quando o país foi forçado a declarar moratória sobre sua dívida externa (GIAMBIAGI, Fabio, 1997).

A dívida pública em patamares elevados pode acarretar diversos efeitos negativos sobre estabilidade econômica de um país, que serão apresentados a seguir. Todos eles, de alguma maneira, segundo Fabio Giambiagi (2007a), acabam por comprometer o orçamento público e limitam a capacidade do governo de implementar políticas públicas eficazes. Além disso, uma dívida pública elevada pode gerar incertezas sobre a capacidade do governo de honrar suas obrigações financeiras, afetando a confiança dos investidores e levando ao aumento dos prêmios de risco exigidos para a aquisição de títulos da dívida brasileira (CARNEIRO, Daniel, 2011).

A dívida pública elevada também pode prejudicar o crescimento econômico no longo prazo. Quando o governo destina uma parte significativa de suas receitas ao pagamento de juros, o investimento público em áreas como infraestrutura, educação e saúde pode sofrer reduções. Cabe destacar que esses investimentos são essenciais para aumentar a produtividade da economia e a competitividade. A redução dos investimentos públicos pode levar a um crescimento econômico mais lento, agravando ainda mais os problemas fiscais do país. Além disso, a necessidade de financiar a dívida pode levar o governo a aumentar a carga tributária, desincentivando o investimento privado e o consumo. Isso pode resultar em um ciclo de alta dívida e baixo crescimento. Além disso, um efeito prejudicial significativo de um alto nível de dívida pública é a limitação da capacidade do governo de reagir a calamidades econômicas. É fundamental que o governo tenha a flexibilidade fiscal necessária para implementar políticas contracíclicas, como aumentos nos gastos públicos ou reduções de impostos, para estimular a economia durante crises, como recessões econômicas ou desastres naturais.

Crowding Out

O fenômeno conhecido como crowding out ocorre quando o aumento da dívida pública desloca o investimento privado. Quando o governo emite títulos para financiar sua dívida, ele compete por recursos financeiros no mercado, elevando as taxas de juros e tornando o crédito mais caro para o setor privado. Este efeito pode inibir o investimento privado, crucial para o crescimento econômico a longo prazo. Pires e Carvalho (2009) discutem como o aumento do endividamento público pode

levar a um ambiente de taxa de juros mais alta, diminuindo a capacidade do setor privado de investir em novos projetos, inovação e expansão de capacidade produtiva.

O efeito crowding out pode ser particularmente prejudicial em países em desenvolvimento, onde as taxas de juros tendem a ser mais elevadas e o acesso ao crédito já é limitado. Em situações como essa, o aumento da dívida pública pode piorar as restrições financeiras das empresas, prejudicando ainda mais o investimento privado e o desenvolvimento econômico. De acordo com os dados empíricos, existe uma clareza entre os altos níveis de dívida pública e taxas de crescimento mais baixas no longo prazo. Este é um resultado do efeito crowding out sobre o investimento privado. Os autores enfatizam que esse efeito é mais evidente quando a dívida pública é maior do que um determinado limite em relação ao PIB.

Além disso, o efeito crowding out pode ter consequências significativas na distribuição. Grandes empresas e indivíduos de alta renda tendem a obter mais financiamento no mercado de crédito quando o governo compete por recursos. As pequenas, médias e baixas empresas e indivíduos de baixa renda, por outro lado, enfrentam mais obstáculos. Isso pode resultar em uma concentração de investimentos em setores menos produtivos, ou que pode resultar em uma maior desigualdade econômica (ÍŞLER, 2015). O efeito crowding out pode levar a uma economia dupla, que é quando um setor formal e de baixa produtividade coexistem com um setor moderno e de alta produtividade, aumentando as disparidades sociais e econômicas.

Riscos de Inadimplência e Confiança dos Investidores

A alta dívida pública aumenta a percepção de risco dos investidores, afetando negativamente a confiança e a capacidade do governo de captar recursos no mercado. Segundo Bastos (2010), níveis elevados de endividamento podem elevar os prêmios de risco exigidos pelos investidores, aumentando ainda mais o custo do serviço da dívida pública. Este aumento do custo de financiamento pode criar um ciclo vicioso, onde a necessidade de pagar juros mais altos leva a mais endividamento, colocando a sustentabilidade fiscal em risco. A percepção de risco elevado pode também resultar em fuga de capitais e depreciação cambial, exacerbando as dificuldades econômicas.

Além disso, segundo Pastore (2014), o alto nível de dívida pública pode limitar a flexibilidade do Banco Central em ajustar as taxas de juros sem aumentar significativamente o risco de inadimplência. Este dilema dificulta ainda mais a coordenação de políticas econômicas necessárias para estabilizar a economia. A confiança dos investidores é fundamental para a saúde financeira do país, e a percepção de que o governo pode não ser capaz de honrar sua dívida pode levar a um aumento dos fluxos de saída de capital, intensificando a volatilidade cambial e comprometendo ainda mais a sustentabilidade fiscal.

Estabilidade Econômica e Política Monetária

A alta dívida pública afeta também a política monetária e a estabilidade econômica. O Banco Central pode ser forçado a adotar políticas monetárias mais restritivas para controlar a inflação resultante de déficits fiscais elevados e da consequente monetização da dívida. D. Carneiro (2011) salienta que a interdependência entre dívida pública e política monetária pode levar a um cenário onde medidas de controle de inflação elevam as taxas de juros, aumentando ainda mais o custo do serviço da dívida e pressionando a sustentabilidade fiscal. Este dilema dificulta a coordenação de políticas econômicas eficazes, comprometendo a estabilidade macroeconômica.

A instabilidade econômica causada por altos níveis de endividamento pode limitar a capacidade do governo de implementar políticas eficientes e de forma coordenada. Segundo Fraga (2016), a rigidez fiscal e a necessidade de financiar uma dívida pública crescente podem restringir a política monetária em termos de resposta a choques econômicos adversos. O autor destaca que essa limitação pode criar um ambiente de incerteza, onde o Banco Central tem menos ferramentas para combater a volatilidade econômica e a inflação, levando a um círculo vicioso de instabilidade que afeta tanto a confiança interna quanto externa na economia do país.

A remuneração das instituições econômicas pode ser altamente afetada pela combinação da política monetária e da dívida pública elevada. A confiança na capacidade da autoridade monetária para manter a estabilidade de preços pode ser prejudicada quando os mercados percebem que o Banco Central está sob pressão para financiar déficits fiscais através da emissão de moeda. As expectativas inflacionárias desancoradas ocorrem quando os agentes econômicos prevêm uma inflação mais alta e mudam seu comportamento de consumo e investimento de acordo com isso quando os salários diminuem (HOMMES; LUSTENHOUWER, 2019). Esse cenário pode levar a uma espiral inflacionária difícil de controlar, o que requer medidas de política monetária ainda mais duras, como aumentos acentuados nas taxas de juros, que podem sufocar o crescimento econômico e aumentar o desemprego. Uma percepção de risco elevada também pode aumentar os prêmios de risco exigidos pelos investidores, aumentar os custos de financiamento da dívida pública e piorar as dificuldades fiscais. Portanto, para evitar um ciclo infeliz de instabilidade econômica e financeira, a política fiscal e monetária deve funcionar bem juntas.

Impacto no Crescimento Econômico

A alta dívida pública pode ter efeitos adversos sobre o crescimento econômico de um país. Além do efeito crowding out, a necessidade de ajustes fiscais para estabilizar a dívida pode levar à adoção de políticas de austeridade, com cortes em investimentos públicos essenciais. Estudos empíricos, como o de C. M. Reinhart e K. S. Rogoff (2010), mostraram que níveis elevados de dívida pública estão associados a taxas de crescimento econômico mais baixas. A limitação de recursos para investimentos estratégicos pode comprometer o desenvolvimento a longo prazo, reduzindo a capacidade do país de aumentar sua produtividade e competitividade.

Os impactos negativos da alta dívida pública são amplos, afetando a sustentabilidade fiscal, deslocando investimentos privados, aumentando os riscos de inadimplência e afetando a confiança dos investidores. Além disso, compromete a estabilidade econômica e a eficácia da política monetária, impactando negativamente o crescimento econômico a longo prazo. Abordar esses desafios exige uma combinação de políticas fiscais e monetárias prudentes, reformas estruturais e uma gestão eficaz da dívida pública para garantir a estabilidade e o crescimento sustentável da economia.

3.2.3 Cenários em que a Dívida pode impulsionar o crescimento

Em certos contextos, a dívida pública pode atuar como um catalisador para o crescimento econômico. Segundo Belluzzo (2010), a capacidade do governo de utilizar a dívida pública como uma ferramenta de investimento pode ser essencial para estimular o crescimento de longo prazo, especialmente em momentos de recessão. Quando bem gerida, a dívida pode financiar obras de infraestrutura, educação, saúde e inovação, que são fundamentais para o aumento da produtividade e competitividade da economia. Esta seção explora como o endividamento pode ser benéfico quando direcionado para investimentos produtivos e políticas fiscais anticíclicas.

Investimento Produtivo

A dívida pública pode impulsionar o crescimento econômico se for utilizada para financiar investimentos produtivos. Sob circunstâncias adequadas, endividar-se para investir em infraestrutura, educação e tecnologia pode gerar retornos econômicos significativos. Esses investimentos podem melhorar a produtividade da economia a longo prazo e, como resultado, aumentar a capacidade de crescimento do país. Estudos como o de Aschauer (1989) demonstram que investimentos em infraestrutura têm um forte impacto positivo na produtividade agregada. Da mesma forma, Edmar L. Bacha (2013) argumenta que investimentos bem direcionados em capital humano, como na educação e na saúde, são igualmente essenciais para promover um crescimento econômico sustentável e inclusivo. Quando o retorno sobre esses investimentos é maior do que o custo do endividamento, o efeito líquido sobre o crescimento econômico é positivo. Portanto, a chave é

alocar os recursos de maneira eficiente em projetos de alta rentabilidade econômica.

Política Fiscal Anticíclica

A política fiscal anticíclica envolve a utilização de gastos públicos e alívio tributário para estimular a economia durante períodos de recessão. Nesse contexto, financiar esses esforços através do endividamento público pode ser uma estratégia eficaz para mitigar os efeitos de uma desaceleração econômica. De acordo com Keynes (1936) em sua obra seminal "A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda", em tempos de recessão, a demanda agregada cai, e a intervenção estatal via política fiscal expansiva é necessária para estimular a economia.

Empregar dívida pública para financiar essas expansões pode ajudar a evitar uma espiral descendente de redução da demanda e aumento do desemprego. Belluzzo (2010) reforça essa ideia ao argumentar que, em períodos de crise, o papel do Estado em aumentar os gastos públicos se torna ainda mais crucial para a recuperação econômica, pois a intervenção estatal pode reativar a confiança do setor privado e acelerar o ritmo de crescimento.

Expansão Fiscal em Tempos de Recessão

Durante uma recessão, a capacidade do setor privado de investir e consumir diminui. A expansão fiscal, financiada por dívida, pode preencher essa lacuna e estimular a demanda agregada. Blanchard e Leigh (2013a) mostraram que os multiplicadores fiscais – a relação entre o aumento do gasto público e o aumento do PIB – são maiores durante recessões. Isso significa que cada real gasto pelo governo tende a gerar um aumento proporcionalmente maior no PIB. Portanto, o endividamento durante períodos de recessão pode ser particularmente efetivo se focado em áreas que promovem o emprego e o consumo.

No entanto, é importante lembrar que a eficácia da expansão fiscal durante recessões depende da composição e qualidade dos gastos públicos. Ressalta-se que investimentos públicos em infraestrutura, educação e inovação geralmente produzem multiplicadores fiscais mais altos e duradouros. Esses gastos aumentam a demanda no curto prazo e fortalecem a produção econômica no longo prazo, estabelecendo as bases para um crescimento duradouro. Por outro lado, os gastos públicos que se concentram principalmente em transferências ou consumo corrente podem ter efeitos multiplicadores menores e temporários.

Portanto, ao adotar a expansão fiscal como estratégia para combater a recessão, é de extrema importância que os governos priorizem investimentos que gerem externalidades positivas e aumentem a produtividade. Dessa maneira, seria possível maximizar o impacto da política fiscal, promovendo uma recuperação econômica mais robusta e sustentável.

Infraestrutura e Crescimento a Longo Prazo

Investimentos em infraestrutura têm um impacto duradouro no crescimento econômico. Projetos de infraestrutura, como estradas, portos, energia e comunicação, reduzem os custos de transação e aumentam a eficiência produtiva do setor privado. Gramlich (1994) argumenta que, além de estimular a demanda no curto prazo, esses investimentos podem aumentar a produtividade e promover um crescimento econômico mais forte a longo prazo.

Além disso, melhorias na infraestrutura tendem a gerar externalidades positivas significativas para a economia. Segundo Calderón e Servén (2004), a infraestrutura de qualidade não só facilita o fluxo de bens e serviços, mas também melhora o acesso aos mercados, reduzindo disparidades regionais e promovendo uma distribuição mais equitativa do crescimento econômico. Esses autores destacam que os benefícios econômicos de investimentos em infraestrutura são amplos e podem se manifestar em uma maior inclusão social e econômica, impulsionando a capacidade produtiva das regiões menos desenvolvidas.

Ademais, a literatura empírica corrobora a importância dos investimentos em infraestrutura para o crescimento a longo prazo. Além dos autores acima citados, também Moreira (2017)

ênfatiza essa relação. Ele argumenta que investimentos bem planejados e implementados em infraestrutura podem criar um ambiente propício para o desenvolvimento de novas atividades econômicas, incentivando a inovação e a criação de empregos. Essa abordagem sustentável de alocação de recursos em infraestrutura é vital para garantir que o crescimento econômico não apenas se acelere, mas também se mantenha em um patamar elevado no longo prazo.

Educação e Inovação

Outra área crítica onde o endividamento público pode ser benéfico é o investimento em educação e inovação tecnológica. Barro (2001) demonstra que o capital humano é um dos pilares do crescimento econômico. Financiamentos públicos para melhorar a qualidade da educação e promover a pesquisa e desenvolvimento (P&D) podem levar a um aumento significativo na produtividade da mão-de-obra e na capacidade inovadora de um país. Programas que fomentam a educação e a tecnologia não apenas ampliam o conhecimento e as habilidades da força de trabalho, como também elevam o potencial de crescimento econômico no futuro.

É imperativo que o governo direcione recursos adequados para a formação de capital humano, pois a educação de qualidade é essencial para criar uma base sólida para o desenvolvimento sustentável. Segundo Hanushek e Woessmann (2012), existe uma relação direta entre a melhoria na qualidade da educação e o aumento das taxas de crescimento econômico. Eles argumentam que o impacto a longo prazo de uma força de trabalho bem educada se traduz em maiores níveis de inovação e competitividade global. Portanto, investimentos contínuos e eficazes em educação são essenciais para assegurar que a próxima geração disponha das ferramentas necessárias para impulsionar o progresso econômico e social.

Ademais, a inovação tecnológica desempenha um papel crucial na economia moderna, impulsionando a produtividade e a capacidade de competir globalmente. Marcos Almeida (2019) destaca que a combinação de investimentos em P&D com uma política educacional robusta pode gerar um ambiente favorável para startups e o desenvolvimento de novas tecnologias. Estes esforços não só aumentam a competitividade das empresas nacionais, mas também atraem investimentos estrangeiros diretos que são fundamentais para o crescimento sustentável. Portanto, é vital que os recursos sejam bem alocados para maximizar os retornos em termos de conhecimento, inovação e desenvolvimento econômico.

3.2.4 Análise da Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira

Nos últimos 30 anos, a sustentabilidade da dívida pública brasileira tem sido uma questão de grande importância e debate. Diversos fatores influenciam essa sustentabilidade, como o crescimento do PIB, a taxa de juros e o saldo primário. Durante esse período, o Brasil enfrentou diversos desafios econômicos que influenciaram a dinâmica da dívida pública. No início dos anos 1990, o país passou por uma grave crise fiscal e hiperinflação, resultando em um processo de estabilização econômica marcado pelo Plano Real em 1994 (IANONI, 2009). Esse plano ajudou a controlar a inflação e estabilizar a economia, mas também contribuiu para um aumento inicial da dívida pública devido aos custos de implementação e ao financiamento necessário para equilibrar as contas públicas (PINHEIRO; GIAMBIAGI, 2000).

Ao longo das décadas seguintes, houve esforços para conter o crescimento da dívida pública, incluindo políticas de ajuste fiscal e reformas estruturais. A sustentabilidade da dívida pública brasileira no longo prazo depende da capacidade do governo de gerar superávits primários consistentes. No entanto, o país enfrentou períodos de aumento da dívida devido a choques econômicos, instabilidade política e crises financeiras internacionais. Por exemplo, a crise financeira global de 2008 e a recessão subsequente tiveram impactos significativos nas contas públicas brasileiras, levando a um aumento da dívida para financiar estímulos econômicos e programas de assistência social.

Nos últimos anos, o Brasil tem enfrentado um cenário de juros altos, o que torna a gestão da dívida pública ainda mais desafiadora. O aumento dos déficits orçamentários e a necessidade de financiamento adicional aumentaram as preocupações sobre a sustentabilidade da dívida, especialmente em um contexto de baixo crescimento econômico e pressões inflacionárias. Isso tem levado o governo a buscar medidas para controlar os gastos e melhorar a gestão da dívida, além de promover reformas estruturais para fortalecer as bases fiscais e reduzir os riscos fiscais de longo prazo.

Embora o país tenha implementado medidas para conter o crescimento da dívida e melhorar a gestão fiscal, persistem preocupações sobre a capacidade do governo de controlar os déficits e estabilizar a dívida em um ambiente econômico volátil e incerto. É consenso geral entre os estudiosos que a promoção de políticas de ajuste fiscal, reformas estruturais e um ambiente favorável aos investimentos são essenciais para garantir a sustentabilidade da dívida pública brasileira no longo prazo.

Fatores que Influenciam a Sustentabilidade da Dívida

O crescimento econômico desempenha um papel crucial na capacidade do governo de gerenciar e reduzir a dívida pública. Um aumento consistente no PIB torna a dívida mais sustentável, pois o aumento da arrecadação fiscal proveniente de um PIB mais elevado melhora o saldo orçamentário do governo. Estudos como o de Barro (2001) destacam a importância do crescimento do PIB para a sustentabilidade da dívida, mostrando que economias com taxas de crescimento robustas enfrentam menores dificuldades em gerir suas obrigações financeiras. Além disso, um crescimento econômico sólido pode reduzir a relação dívida/PIB, melhorando a percepção de crédito do país e reduzindo os custos de financiamento. Segundo Edmar L. Bacha (2013), uma estratégia de crescimento inclusivo que amplie a base produtiva e a capacidade inovadora do país também é fundamental para garantir que o crescimento se traduza em maior arrecadação fiscal e, conseqüentemente, em melhor capacidade de gestão da dívida pública.

Outro fator essencial é a diversificação da economia, que pode proporcionar um crescimento mais resiliente e sustentável. De acordo com Modiano (2010), economias que dependem excessivamente de um único setor ou de exportações de commodities estão mais vulneráveis a choques externos, que podem rapidamente deteriorar a situação fiscal e aumentar os níveis de dívida pública. Modiano argumenta que investir em setores emergentes e diversificar a matriz econômica contribui para uma base de arrecadação fiscal mais estável e previsível, facilitando a gestão de longo prazo da dívida. Assim, políticas que incentivem a inovação, a capacitação da força de trabalho e a modernização das indústrias são cruciais para manter um crescimento econômico robusto e uma trajetória sustentável da dívida.

Taxa de Juros

As taxas de juros têm um impacto direto na sustentabilidade da dívida pública. Quando as taxas de juros estão elevadas, o custo do serviço da dívida aumenta, tornando mais oneroso para o governo pagar os juros sobre a dívida existente. Blanchard e Leigh (2013b) mostram que altas taxas de juros podem exacerbar os problemas de dívida, principalmente em economias com altos níveis de endividamento. Em contrapartida, taxas de juros mais baixas reduzem o custo do financiamento e facilitam a rolagem da dívida. Portanto, a política monetária, ao influenciar as taxas de juros, é um fator crítico para a gestão da dívida pública. Eliana Cardoso (1998) argumenta que a capacidade do Banco Central de manter a credibilidade e a previsibilidade de sua política monetária é essencial para evitar flutuações abruptas nas taxas de juros, o que poderia, de outra forma, desestabilizar as finanças públicas.

Adicionalmente, a sensibilidade da dívida pública às variações nas taxas de juros pode ser influenciada pela estrutura da dívida do país. Segundo Fabio Giambiagi (2007b), a composição da dívida pública - se é mais concentrada em títulos de curto ou longo prazo - afeta significativamente a vulnerabilidade do governo às mudanças nas taxas de juros. Uma dívida predominantemente

de curto prazo pode expor o governo a riscos maiores em períodos de aumento das taxas de juros, visto que a necessidade de refinanciamento frequente pode acarretar custos adicionais. Políticas que promovem a extensão do prazo médio da dívida podem, portanto, fortalecer a sustentabilidade fiscal, mantendo os custos de financiamento sob controle e reduzindo a sensibilidade do serviço da dívida às flutuações de mercado.

Saldo Primário

O saldo primário – a diferença entre as receitas e despesas do governo, excluindo os pagamentos de juros – é fundamental para a sustentabilidade da dívida. Um superávit primário significa que o governo está arrecadando mais do que gasta, exceto os juros, ajudando a diminuir a dívida ao longo do tempo. Fabio Giambiagi (2007b) argumenta que manter um superávit primário consistente é essencial para estabilizar e reduzir a dívida pública. Políticas eficazes para alcançar um superávit primário incluem o controle rigoroso dos gastos públicos e a implementação de reformas fiscais que aumentem a eficiência na arrecadação de impostos. Segundo Rezende (2012), a capacidade de manter um superávit primário ao longo de várias administrações também depende de um arcabouço institucional sólido que promova a disciplina fiscal e a transparência na gestão das finanças públicas.

Além disso, a sustentabilidade do superávit primário está diretamente ligada à gestão eficiente dos recursos públicos e à capacidade de adaptação às mudanças nas condições econômicas. Afonso (2015) destaca que a flexibilidade fiscal é crucial para ajustar os níveis de gasto e receita de acordo com o ciclo econômico, permitindo que o governo responda de maneira eficiente a choques econômicos adversos sem comprometer a sustentabilidade da dívida. Políticas que incentivem a responsabilidade fiscal, como a criação de fundos de estabilização e a adoção de regras fiscais que limitem o crescimento descontrolado dos gastos, podem contribuir para manter o superávit primário, mesmo em períodos de desaceleração econômica.

Desafios para a Sustentabilidade da Dívida

Ciclos econômicos e choques externos representam desafios significativos para a sustentabilidade da dívida pública. Recessões econômicas podem reduzir drasticamente a arrecadação de impostos e aumentar os gastos públicos, resultando em um déficit maior e, conseqüentemente, em um aumento da dívida. Shock externos, como crises financeiras globais ou flutuações nos preços das commodities, podem pressionar ainda mais as finanças públicas. Pires e Carvalho (2009) discutem como esses fatores podem desestabilizar as economias emergentes, exigindo a adoção de medidas de austeridade ou a renegociação da dívida.

Além disso, a resiliência das políticas fiscais e econômicas é frequentemente posta à prova em períodos de instabilidade global. De acordo com Blanchard e Summers (2017), a capacidade de adaptação rápida a choques externos e a implementação de políticas contracíclicas eficazes são essenciais para mitigar os efeitos adversos dos ciclos econômicos sobre a dívida pública. Eles argumentam que a criação de fundos de estabilização e a manutenção de reservas internacionais adequadas são estratégias importantes para assegurar que uma economia possa resistir a choques externos sem comprometer a sustentabilidade fiscal de longo prazo.

Política Fiscal e Gastos Públicos

O papel da política fiscal e os desafios no controle dos gastos públicos são fundamentais para a sustentabilidade da dívida. Políticas fiscais irresponsáveis, caracterizadas por altos níveis de despesas sem a correspondente geração de receitas, podem levar a um aumento insustentável da dívida pública. Gramlich (1994) destaca que a disciplina fiscal e o controle rigoroso dos gastos públicos são essenciais para evitar o aumento descontrolado da dívida. Desafios adicionais incluem pressões políticas para aumento de gastos e a necessidade de financiar políticas sociais e de infraestrutura de maneira sustentável.

A transparência e a eficiência na gestão dos recursos públicos são questões igualmente essenci-

ais. Lopes (2013) identifica que a falta de transparência e a ineficiência no uso dos recursos públicos não só comprometem a credibilidade fiscal, mas também diminuem a capacidade do governo de atrair investimentos. Lopes sugere que a implementação de um sistema robusto de monitoramento e avaliação de políticas públicas pode melhorar significativamente a eficiência dos gastos e contribuir para a sustentabilidade da dívida pública ao longo do tempo.

Instabilidade Política

A instabilidade política afeta a confiança dos investidores e dificulta a gestão eficaz da dívida pública. Ambiente político instável pode levar a mudanças frequentes nas políticas econômicas, aumentando a incerteza e os prêmios de risco exigidos pelos investidores. D. Carneiro (2011) enfatiza que a estabilidade política é crucial para a manutenção da confiança dos investidores e para a implementação de políticas de longo prazo que visem a sustentabilidade fiscal. Sem um ambiente político estável, os esforços para controlar e reduzir a dívida podem ser severamente comprometidos.

Além do impacto direto na confiança dos investidores, a instabilidade política pode levar à adoção de políticas econômicas inconsistentes. Rezende (2012) ressalta que mudanças frequentes nas diretrizes fiscais e monetárias desestabilizam o planejamento econômico tanto do setor público quanto do privado. Rezende argumenta que um compromisso político sólido com a disciplina fiscal e a transparência nas ações governamentais é fundamental para manter a estabilidade econômica e garantir a sustentabilidade da dívida pública.

3.2.5 Medidas para Melhoria da Gestão da Dívida

Medidas de ajuste fiscal são essenciais para a redução do déficit e a gestão eficaz da dívida pública. Essas medidas incluem cortes nos gastos públicos, reforma do sistema tributário para aumentar a arrecadação, e políticas de combate à evasão fiscal. Blanchard e Leigh (2013a) discutem como ajustes fiscais bem estruturados podem contribuir significativamente para a consolidação fiscal, embora reconheçam que a implementação de tais medidas requer um equilíbrio cuidadoso para evitar impactos negativos sobre o crescimento econômico. Além disso, A. Alesina e S. Ardagna (2010) destacam que as políticas de ajuste fiscal baseadas em cortes de gastos tendem a ser mais eficazes e menos prejudiciais ao crescimento econômico em comparação com aquelas baseadas em aumentos de impostos, enfatizando a importância da composição das medidas de ajuste para a eficácia da consolidação fiscal a longo prazo.

É igualmente vital que as medidas de ajuste fiscal sejam acompanhadas de esforços para melhorar a eficácia e a transparência da gestão pública. Segundo Dornbusch (1997), a credibilidade das políticas fiscais é reforçada quando os governos demonstram compromisso com a transparência e a prestação de contas, o que por sua vez aumenta a confiança dos investidores e reduz o custo de financiamento do setor público. Dornbusch argumenta que um quadro de regras fiscais claras, juntamente com auditorias regulares e a divulgação transparente das contas públicas, pode melhorar a disciplina fiscal e contribuir para a sustentabilidade a longo prazo da dívida pública.

Reformas Estruturais

Reformas estruturais são necessárias para fortalecer a economia e melhorar a sustentabilidade da dívida. Essas reformas podem incluir a modernização das leis trabalhistas, a reforma previdenciária, a melhoria da governança e a redução da burocracia. Fabio Giambiagi (2007a) argumenta que reformas estruturais são fundamentais para aumentar a produtividade e a competitividade da economia, o que, por sua vez, facilita a gestão da dívida pública. Tais reformas podem criar um ambiente mais propício para o investimento, gerando crescimento econômico e, conseqüentemente, aumentando as receitas fiscais.

Além dos aspectos citados, é essencial considerar a importância da reforma tributária como um componente crítico das reformas estruturais. Araújo (2018) destaca que um sistema tributário

simplificado e eficiente pode reduzir as distorções econômicas, aumentar a base tributária e melhorar a arrecadação fiscal, sem aumentar a carga tributária geral. Araújo argumenta que um sistema tributário reformado e mais transparente não apenas facilita o cumprimento das obrigações fiscais pelas empresas e indivíduos, mas também reduz os níveis de sonegação fiscal, contribuindo significativamente para a sustentabilidade fiscal e a gestão eficaz da dívida pública.

Política Monetária

O papel da política monetária na gestão da dívida e no controle da inflação é crucial. O Banco Central pode usar a política monetária para influenciar as taxas de juros, que afetam o custo do serviço da dívida. C. M. Reinhart e K. S. Rogoff (2010) mostram que a política monetária deve ser coordenada com a política fiscal para garantir a estabilidade macroeconômica. Manter a inflação sob controle é vital, pois a inflação alta pode erodir o valor real das receitas fiscais e aumentar o custo real da dívida. Portanto, uma política monetária prudente contribui para a sustentabilidade fiscal e a confiança dos investidores.

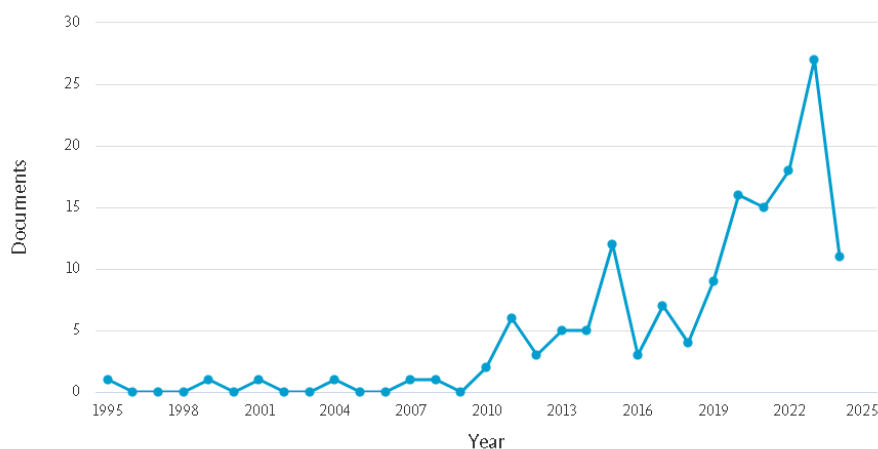
Relevante também considerar a independência da atuação da Autoridade Monetária como fator determinante para a eficácia da política monetária. Segundo Mishkin (2000), a independência do Banco Central permite que ele tome decisões com base em objetivos de longo prazo, como a estabilidade de preços e o controle da inflação, sem ser influenciado por pressões políticas de curto prazo. Mishkin argumenta que uma instituição monetária independente pode aumentar a credibilidade da política monetária e, assim, reduzir as expectativas inflacionárias, o que é crucial para manter as taxas de juros em níveis administráveis. A confiança dos mercados na capacidade do Banco Central de controlar a inflação e promover a estabilidade macroeconômica é fundamental para garantir a sustentabilidade da dívida pública.

3.2.6 Bibliometria

Bibliometria é uma técnica quantitativa e estatística que mede a produção científica e os índices de conhecimento, comparável à demografia que censa a população. Definida na década de 1960 por Pritchard, a bibliometria aplica métodos estatísticos e matemáticos à análise de obras literárias, sendo a análise de citações a sua principal atividade (SANTOS, D. R.; CARVALHO SILVA, Tuany Esthefany Barcellos de et al., 2021). Este método contribui para o desenvolvimento do conhecimento científico e o reconhecimento dos autores, facilitando a construção de novas fontes de informação e expondo a literatura existente e relevante para novos trabalhos científicos. A bibliometria baseia-se na elaboração e aplicação de leis empíricas importantes, como a Lei da Produtividade do Autor (Lotka, 1926), a Lei da Frequência de Palavras (Zipf, 1949) e a Lei da Dispersão de Jornais (Bradford, 1934), tornando-se uma ferramenta cada vez mais necessária e eficiente no campo da ciência e tecnologia para medir e quantificar a produção científica sobre um tema específico.

Para a presente bibliometria, utilizou-se os termos "Dívida Pública", "Sustentabilidade" e "Crescimento Econômico". A pesquisa foi realizada na plataforma SCOPUS no dia 12/06/2024, e compreendeu o período de 1995 a 2024. Foi revelado um volume expressivo de publicações sobre o tema, chegando a marca de 147 até junho de 2024, quando concluímos as pesquisas para este artigo. Esse número comprova a relevância do tema como objeto de estudo. A Figura 3.1 ilustra a evolução do número de publicações ao longo dos anos. A partir de 2010, observa-se um crescimento acentuado na quantidade de publicações anuais, chegando a quase 27 no ano de 2023.

Figura 3.1: Publicações anuais sobre o tema

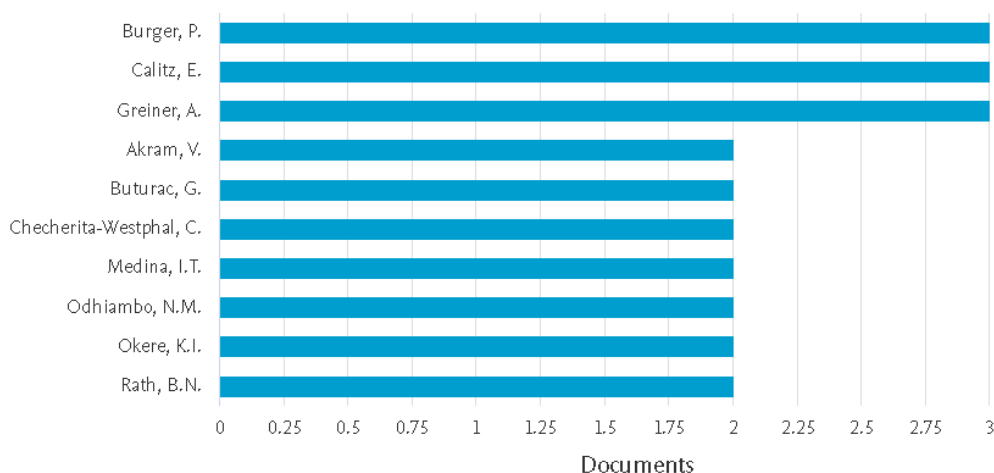


Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

A Tabela 3.1 apresenta um compilado dos resultados da pesquisa bibliométrica. Ela foi produzida com base no aplicativo Biblioshiny, executado dentro do pacote Bibliometrix do R Project, e que foi alimentado pela base de dados gerada pela Scopus. Dessa pesquisa, podemos destacar que, ao longo dos anos de 1995 a 2024, ela alcançou um total de 147 documentos que atenderam ao filtro de pesquisa por termo de interesse. A taxa de crescimento do número de publicações no período analisado foi de 8,62% ao ano. Ao todo, os documentos contam com mais de 367 palavras-chave e mais de 304 autores. Em média, os artigos têm 2,16 autores por artigo, e em 17,01% deles há co-autoria internacional.

A Figura 3.2 apresenta a relação de autores com maior frequência de publicação sobre assuntos ligados ao crescimento econômico, dívida pública e sustentabilidade. Os estudiosos que mais se destacam são Burger, P. , Calitz, E. e Greiner, A., cada um deles com 3 publicações.

Figura 3.2: Autores com maior produção sobre o tema



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

Tabela 3.1: Principais informações levantadas sobre os artigos

Descrição	Resultados
Principais informações sobre os Dados	
Intervalo de tempo	1995:2024
Fontes (revistas, livros, etc.)	118
Documentos	147
Taxa de crescimento anual	8,62%
Idade Média do Documento	5,31
Média de citações por documento	7,653
Conteúdo do Documento	
Palavras-chave adicionais (ID)	217
Palavras-chave do autor (DE)	367
Autores	
Autores	304
Autores de documentos de autoria única	46
Colaboração de Autores	
Documentos de autoria única	47
Coautores por documento	2,16
Coautorias internacionais	17,01%
Tipos de Documentos	
Artigo	129
Livro	3
Capítulo de livro	6
Documento de conferência	5

Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

Já a Figura 3.3 ilustra os artigos/autores mais citados em trabalhos sobre aqueles temas. Líder em citações é o trabalho de Baum, A. et al. (2013) "Debt and growth: New evidence for the euro area", que conta com 227 citações em trabalhos correlatos; seguido por Mauro, P. et al (2015) "A modern history of fiscal prudence and profligacy" e Checherita-Westphal, C. et al. (2014) "Fiscal sustainability using growth-maximizing debt targets", com 71 e 60 citações respectivamente.

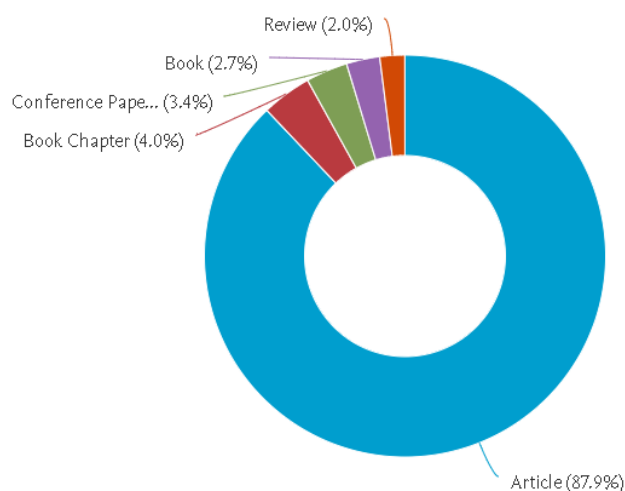
Figura 3.3: Artigos / Autores mais citados

	Document title	Authors	Source	Year	Citations
<input type="checkbox"/> 1	Article • Open access Debt and growth: New evidence for the euro area	Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P.	Journal of International Money and Finance , 32(1), pp. 809-821	2013	227
	Show abstract <input type="button" value="Open full text"/> View at Publisher <input type="button" value="Related documents"/>				
<input type="checkbox"/> 2	Article • Open access A modern history of fiscal prudence and profligacy	Mauro, P., Romeu, R., Binder, A., Zaman, A.	Journal of Monetary Economics , 76, pp. 55-70	2015	71
	Show abstract <input type="button" value="Open full text"/> View at Publisher <input type="button" value="Related documents"/>				
<input type="checkbox"/> 3	Article Fiscal sustainability using growth-maximizing debt targets	Checherita-Westphal, C., Hughes Hallett, A., Rother, P.	Applied Economics, 46(6), pp. 638-647	2014	60
	Show abstract <input type="button" value="Open full text"/> View at Publisher <input type="button" value="Related documents"/>				
<input type="checkbox"/> 4	Article • Open access Fiscal sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad?	Baharumshah, A.Z., Soon, S.-V., Lau, E.	Journal of Policy Modeling , 39(1), pp. 99-113	2017	50
	Show abstract <input type="button" value="Open full text"/> View at Publisher <input type="button" value="Related documents"/>				
<input type="checkbox"/> 5	Article • Open access Internationalizing the political economy of hydroelectricity: security, development and sustainability in hydropower states	Sovacool, B.K., Walter, G.	Review of International Political Economy , 26(1), pp. 49-79	2019	48
	Show abstract <input type="button" value="Open full text"/> View at Publisher <input type="button" value="Related documents"/>				

Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

Na Figura 3.4, vemos que a grande maioria dos trabalhos foram escritos em forma de artigos, com 87%; em formato de livro ou capítulo de livro são cerca de 6% das obras.

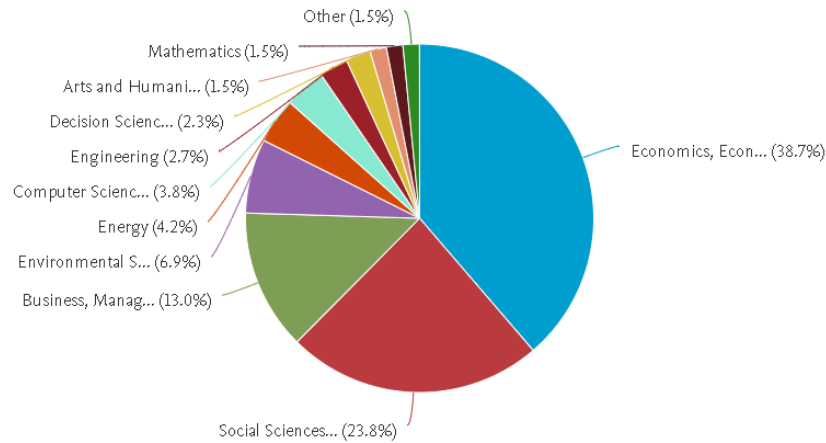
Figura 3.4: Tipos de documentos



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

Já quanto à área de conhecimento, a Figura 3.5 indica que 38% deles foram escritos na área de Economia, seguido por 23% em Ciências Sociais e 13% na área de Negócios.

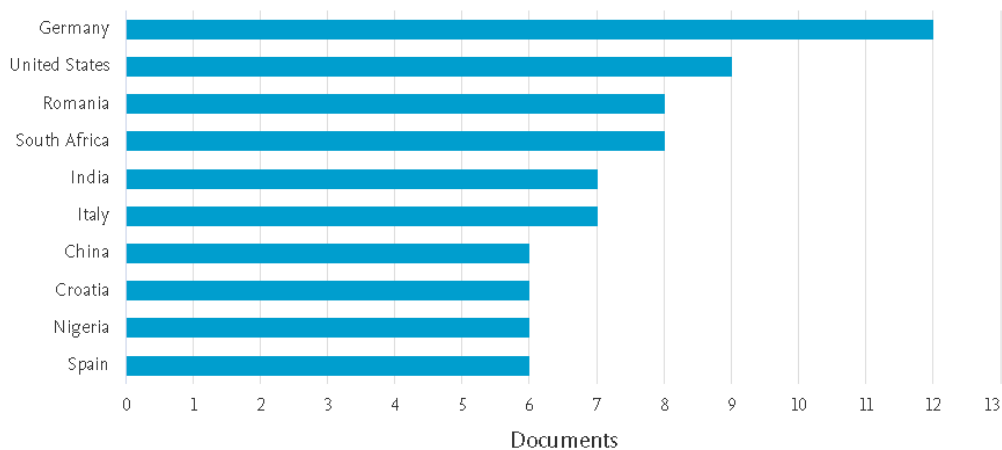
Figura 3.5: Áreas do conhecimento



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

Finalmente, entre os países que mais publicaram sobre o tema estão Alemanha e Estados Unidos, com doze e nove publicações, respectivamente, seguidos por Romênia e África do Sul, com oitop publicações cada - conforme mostrado na Figura 3.6.

Figura 3.6: Publicações por país



Fonte: Scopus. Elaboração própria dos autores

3.3 Metodologia

Nesta seção apresentamos a metodologia utilizada para verificar a sustentabilidade da dívida pública brasileira e também a sensibilidade da trajetória da dívida a choques de juros, câmbio e inflação. Para a análise de sustentabilidade, foi utilizado o teste de raiz unitária da série de dívida

e de déficit primário, e o teste de cointegração. Já para a análise de sensibilidade, foi utilizado o modelo VAR e Função de Impulso e Resposta. AS variáveis usadas no modelo foram Dívida Pública Líquida, Déficit Primário, Taxa de Juros, Taxa de Câmbio e Taxa de Inflação.

3.3.1 Modelo Vetor Autoregressivo (VAR)

O modelo VAR (Vector Autoregressive) é uma abordagem econométrica usada para capturar a interdependência dinâmica entre múltiplas séries temporais. Foi introduzido por Christopher A. Sims (1980) como uma alternativa aos modelos estruturais, que exigem especificações teóricas detalhadas sobre a relação entre variáveis. Como vantagens para sua aplicação, ao buscar estabelecer uma relação entre as variáveis, o VAR não se preocupa com sua endogeneidade ou exogeneidade; ele é de fácil estimação, que pode ser feita pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO; permite fazer análise de choques com a Função de Impulso Resposta - FIR, mostrando como um choque em uma variável afeta outras variáveis ao longo do tempo.

Aqui usaremos o modelo VAR que foi proposto por Schettini et al. (2012) em seu estudo sobre estimação da Curva de Phillips aplicada ao Brasil. No nosso caso, as variáveis utilizadas foram Dívida Pública Líquida, Déficit Primário, Taxa de Juros, Taxa de Câmbio e Taxa de Inflação. A representação do modelo VAR assume o seguinte formato:

$$x_t = \mu_t + \sum_{i=0}^p A_i x_{t-i} + u_t \quad (3.1)$$

Este é um modelo de 5 variáveis, sendo x_t um vetor de dimensão 5x1 de variáveis endógenas; u_t é o vetor 5x1 que representa o choque do modelo, tem distribuição normal, média zero e variância σ^2 ; A_i é a matriz de dimensão 5x5 dos coeficientes do modelo. Há também termos determinísticos, representados por μ_t , que são constantes e dummies de sazonalidade.

A partir do teorema da decomposição de Wold (1938) e considerando a hipótese de que a matriz de coeficientes A_i seja estável (isto é, seus autovalores λ_i em termos absolutos são menores que um, $|\lambda_i| < 1$), podemos representar nosso modelo na forma de vetor de média móvel (VMA):

$$x_t = \mu_t + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i u_{t-i} \quad (3.2)$$

A representação na forma de VMA nos permite traçar a trajetória temporal dos diversos choques nas variáveis contidas no modelo VAR (ENDERS, 2015). Essa dinâmica do impactos dos choques na trajetória das variáveis será avaliada a partir das Funções de Impulso e Resposta - o "Impulso" é o choque inicial e a "Resposta" é a resposta da variável a esse choque.

Com base no artigo de Schettini et al. (2012), consideramos a matriz de choques como sendo ortogonal, e as variáveis sendo ordenadas da mais exógena para a mais endógena. O ordenamento final para o nosso modelo ficou dessa forma: taxa de juros, taxa de câmbio, déficit primário, dívida pública e taxa de inflação.

Essa restrição nos choques é chamada de decomposição de Choleski. Esse tipo de restrição necessita de um conhecimento *a priori* da relação entre as variáveis. E vale notar que uma mudança na ordem do modelo afeta a decomposição de Choleski.

3.4 Resultados e Discussão

As variáveis usadas no modelo foram: Dívida Pública Líquida do Setor Público, Déficit Primário, Taxa de Inflação, Taxa de Juros Real e Variação Cambial. Todas as séries foram obtidas no site do Banco Central - Sistema Gerenciador de Séries Temporais (BANCO CENTRAL DO BRASIL, sem data). O período de análise foi de 11/2002 a 04/2024. Mais abaixo apresentaremos uma descrição dessas 5 variáveis do modelo.

Tabela 3.2: Estatística descritiva

	Média	DP	Mediana	Mín	Máx	Assimetria	Curtose
Dívida Líquida	45.88	9.31	47.08	30.01	61.37	-0.15	-1.28
Déficit Primário	-0.79	2.92	-1.73	-4.08	9.24	1.28	1.69
Taxa Selic Real	0.42	0.50	0.44	-1.18	2.12	-0.13	0.88
Varição Cambial	0.18	3.76	-0.28	-9.52	20.75	1.04	3.51
Inflação	0.49	0.40	0.45	-0.68	3.02	1.61	7.60

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Como pode ser observado na Tabela 3.2, a variação cambial tem elevado grau de dispersão relativa (DP = 3,76, comparado com sua média de 0,18). Já os números de inflação e taxa selic são mais bem comportados, com baixa volatilidade relativa. Ainda sobre inflação, e também sobre variação cambial, vê-se que sua distribuição não é normal, conforme sugerem seus altos valores de assimetria e curtose, indicando a presença de eventos extremos nas séries dessas variáveis.

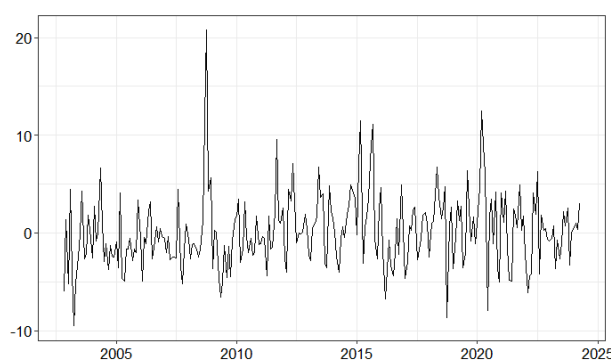
A taxa Selic real mostra-se bastante estável, com uma distribuição quase simétrica e baixa dispersão, o indicativo de decisões políticas consistentes durante o período analisado. Sua média positiva (0,50) reflete um custo de financiamento acima da inflação.

A média negativa da variável déficit primário (-0,79) indica que efetivamente a economia teve em média superávit primário nas contas públicas no período - em metade da série houve superávits superiores a 1,73% do PIB (mediana).

3.4.1 Variação Cambial

Para a variável variação cambial usamos a série 3697 - Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (compra) - Média de período - mensal. Dados foram extraídos do site do Banco Central.

Figura 3.7: Variação Cambial (% am)



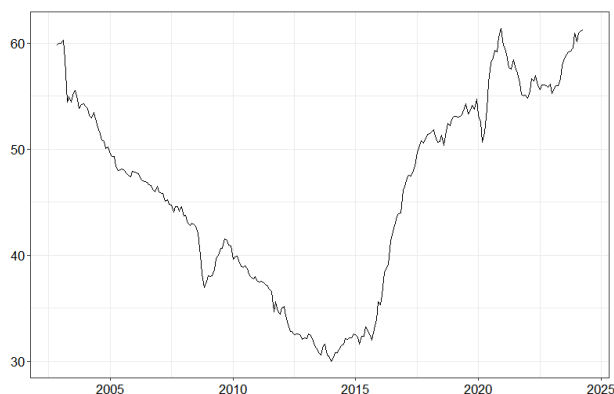
Fonte: BCB

Notam-se na Figura 3.7 picos acentuados de volatilidade em alguns pontos da série, como a crise financeira mundial de 2008/2009, o período pré-eleição de 2018 e em 2020, durante a pandemia da Covid-19.

3.4.2 Dívida Pública

Os dados mensais de Dívida Pública foram obtidos no site do BCB com a código de série 4513 - "Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado".

Figura 3.8: Dívida Pública (% PIB)



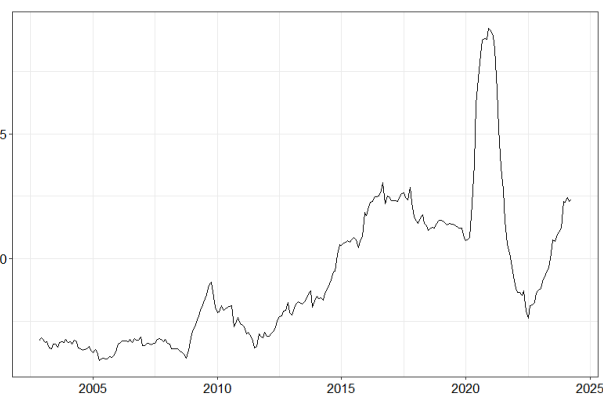
Fonte: BCB

A Figura 3.8 mostra uma acentuada queda da relação Dívida/PIB na década de 2002, chegando ao menor patamar em 2014. A partir de 2015, passa a ter um perfil de crescimento bastante acelerado até 2018. Volta a crescer fortemente durante o período da pandemia de COVID-19 (2020/2021). E novamente apresenta novo período de crescimento a partir de 2023.

3.4.3 Déficit Primário

Para a variável Déficit Primário, utilizamos a série de dados mensais código 5793 - "NFSP sem desvalorização cambial (% PIB) - Fluxo acumulado em 12 meses - Resultado primário - Total - Setor público consolidado" disponível no site do Banco Central.

Figura 3.9: Déficit Primário (% PIB)



Fonte: BCB

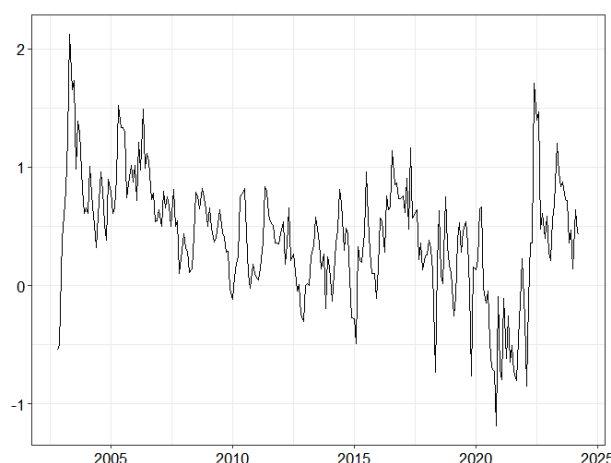
Vê-se que, até fins de 2014, o país mantinha uma trajetória de superávits no fluxo acumulado de 12 meses. De 2015 em diante, exceção do ano de 2023 e início de 2023, prevaleceu o déficit primário

nas contas do setor público. Destaque para o pico observado no ano de 2020, devido à crise de COVID-19, gerado pela queda de receita e aumento de gastos dos governos.

3.4.4 Taxa Selic Real

A taxa Selic real é taxa Selic definida regularmente pelo Banco Central nas reuniões do Copom de 45 em 45 dias, descontada da inflação (aqui, foi usada o índice IPCA). As séries da taxa Selic (% am) e do IPCA (% am) foram retirados do site do Banco Central - códigos 4390 e 433, respectivamente.

Figura 3.10: Taxa Selic Real (% am)



Fonte: BCB

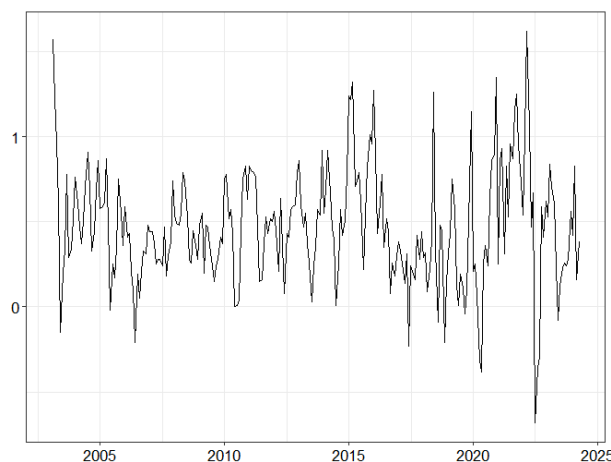
A série de taxa Selic real apresenta comportamento cíclico, devido à sua intrínseca correlação com a taxa de inflação. Por outro lado, como também é baseada no valor nominal da Selic, vai necessariamente acompanhar seu passos, como tem sido mais recentemente, com a queda progressiva no último ano, refletida na tendência de baixa da taxa real.

3.4.5 Inflação

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE, mede a variação dos preços de uma cesta de bens e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias com rendimento mensal entre 1 e 40 salários mínimos. Como citado anteriormente, sua série foi retirada do site do Banco Central - código 433.

Essa série apresenta comportamento nitidamente cíclico ao longo dos anos, como podemos observar na Figura 3.11. Mais recentemente, ao longo da pandemia, foram intercalados picos com quedas acentuadas, relacionados a aumento de preços de commodities, combustíveis, efeitos da crise hídrica, por um lado; e a alteração na política monetária (elevação da taxa de juros Selic) pelo Banco Central, por outro. No último ano, com a inflação mais bem controlada, tem havido o processo de afrouxamento monetário pelo BC, com a queda consistente da taxa básica Selic.

Figura 3.11: Inflação (% am)



Fonte: BCB

3.4.6 Teste de Raiz unitária

A sustentabilidade da dívida pública é avaliada pela existência ou não da estacionariedade da série de tempo correspondente. Também foi verificada a estacionariedade das outras quatro variáveis usadas neste estudo (Déficit, Juros, Câmbio e Inflação), com vistas à sua aplicação ao modelo VAR.

Para testar se as séries são estacionárias, foi utilizado o teste de raiz unitária Dick-Fuller Aumentado (ADF), segundo o critério de informação de Schwarz. O teste ADF tem como hipótese nula a existência da raiz unitária. Neste estudo, o teste ADF para séries Dívida Pública e Déficit Primário aceitou a hipótese nula a nível 1%, indicando haver raiz unitária (série não estacionária). Já para as séries Taxa Selic Real, Variação Cambial e Inflação, o teste rejeitou a hipótese nula de existência de raiz unitária, indicando se tratar de séries estacionárias.

Para a avaliação de sustentabilidade da dívida, como a série é não estacionária, concluímos que a dívida, para o período analisado, tem padrão de não sustentabilidade. Já para a análise do VAR, precisamos tornar estacionárias as séries de Dívida Pública, Déficit Primário e Taxa Selic Nominal para podermos aplicar o modelo VAR. Isso é feito tomando as primeiras diferenças das séries. Para as demais séries, que testaram com indicativo para estacionariedade, nenhum tratamento adicional foi necessário. A seguir a Tabela 3.3 com os resultados dessa análise.

A Tabela 3.3 acima, vemos que as estatísticas do teste ADF -1,8243 e -3,1273 para as variáveis "Dívida" e "Déficit" estão significativamente maiores (menos negativas) que os valores críticos em todos os níveis de significância (1%, 5% e 10%). Isso sugere que não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, indicando que as séries da Dívida e do Déficit provavelmente não são estacionárias. Já as estatísticas -9,1773 e -5,9852 para a primeira diferença da dívida (Δ Dívida) e de déficit (Δ Déficit) são significativamente menores (mais negativas) que os valores críticos em todos os níveis de significância, o que faz rejeitar hipótese nula de raiz unitária, sugerindo que essas séries são estacionárias após a diferenciação (i.e., são I(1)). Já as estatísticas ADF de -5,7764, -9,8435 e -7,5002 para as variáveis "Juro Real", "Variação Cambial" e "Inflação" são todas menores (mais negativas) que todos os valores críticos. Isso nos leva a rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, sugerindo que as séries correspondentes são estacionárias. Portanto, os testes ADF realizados permitem inferir que as variáveis "Dívida" e "Déficit" são não estacionárias em nível, mas se tornam estacionárias após a diferenciação. Já as variáveis "Juro Real, Variação Cambial," e "Inflação" são estacionárias em nível.

Tabela 3.3: Teste Dick-Fuller Aumentado

Variável	Termo Determinístico	ADF	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$
Dívida	Constante, Tendência	-1,8243	-3,98	-3,42	-3,13
Δ Dívida	Constante	-9,1773	-3,98	-3,42	-3,13
Déficit	Constante, Tendência	-3,1273	-3,98	-3,42	-3,13
Δ Déficit	Constante	-5,9852	-3,98	-3,42	-3,13
Juro Real	Constante, Tendência	-5,7764	-3,98	-3,42	-3,13
Var. Cambial	Constante, Tendência	-9,8435	-3,98	-3,42	-3,13
Inflação	Constante, Tendência	-7,5002	-3,98	-3,42	-3,13

Nota: Hipótese nula: há raiz unitária.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

3.4.7 Diagnóstico do Modelo

Para selecionar o número de defasagens do modelo VAR, utilizou-se o critério de informação de Hannan–Quinn, que apontou a necessidade de duas defasagens. O uso de um número excessivo de defasagens poderia resultar no problema de sobre-parametrização, sem ganho significativa nas estimativas.

O modelo conta com uma constante e *dummies* de sazonalidade. A decisão de inclusão das *dummies* se dá pelo fato de trazer uma melhora nas propriedades dos resíduos. A Tabela 3.4 mostra o resultado obtido no modelo. A primeira coluna apresenta a dependência da primeira diferença da Dívida Pública com as variáveis defasadas. A tentativa de captar inter-relação dela com as variáveis Juros, Câmbio e Inflação ficou frustrada, tanto em primeira quanto em segunda defasagem. Possivelmente, o fato de realizar a primeira diferença dessa série para torná-la estacionária tenha inviabilizado captar alguma dependência. Por outro lado, podemos pensar que a dívida pré-fixada, com o aumento dos juros, sofre uma queda de valor na marcação a mercado. Já a dívida pós-fixada sofre aumento de valor. E, dependendo do perfil da dívida (o quanto há de papéis pré e pós fixados), esses dois pólos podem se compensar, zerando a influência da taxa de juros na dívida líquida.

A partir da Tabela 3.4, podemos tirar a seguinte conclusão com base nos valores do R^2 Ajustado. Para a variável Δ Dívida, o valor encontrado foi de 0.104, o que indica que apenas 10,4% da variabilidade na variável Δ Dívida pode ser explicada pelos preditores incluídos no modelo. Esse valor é relativamente baixo, sugerindo que o modelo VAR(2) não é muito eficaz em captar as variações desta variável específica, possivelmente devido a fatores não incluídos no modelo ou à alta volatilidade. Já o R^2 Ajustado para a variável Δ Déficit indica que 80,4% da variabilidade nessa variável é explicada pelo modelo. Este é um valor elevado, indicando que o modelo VAR(2) é muito eficaz em capturar as dinâmicas subjacentes do Δ Déficit no tempo. Valores acima de 60% também foram encontrados para Juros e Inflação, indicando que o modelo VAR(2) tem elevada capacidade de prever comportamento futuro também essas variáveis. Já para o Câmbio, o valor de 46,4% do R^2 Ajustado indica apenas moderada capacidade preditiva do modelo em relação a essa variável.

Para verificar se o modelo é estável, foi aplicado um teste que calcula os autovalores absolutos da matriz de coeficientes. Como resultado, verificou-se que todos os autovalores são menores que a unidade, mostrando que o modelo apresenta estabilidade. A Tabela 3.5 mostra os testes de correlação serial feitos nos resíduos do modelo. Foram usados os testes de Breusch-Godfrey e Portmanteau. O primeiro tem como hipótese nula a não correlação serial dos resíduos na defasagem

Tabela 3.4: Modelo VAR(2)

	$\Delta Divida_t$	$\Delta Deficit_t$	$Juros_t$	$Cambio_t$	$Inflacao_t$
$\Delta Divida_{t-1}$	0.164** (0.074)	0.039 (0.036)	-0.065** (0.031)	-1.228*** (0.396)	0.003 (0.009)
$\Delta Deficit_{t-1}$	0.337** (0.138)	0.418*** (0.067)	-0.003 (0.058)	1.048 (0.744)	-0.008 (0.017)
$Juros_{t-1}$	-0.049 (0.154)	0.058 (0.074)	0.459*** (0.064)	1.647** (0.828)	-0.919*** (0.019)
$Cambio_{t-1}$	-0.001 (0.013)	0.007 (0.006)	-0.004 (0.006)	0.305*** (0.072)	-0.001 (0.002)
$Inflacao_{t-1}$	0.018 (0.228)	-0.083 (0.110)	0.605*** (0.096)	-1.051 (1.229)	0.928*** (0.028)
$\Delta Divida_{t-2}$	0.063 (0.075)	-0.001 (0.036)	-0.030 (0.031)	0.311 (0.404)	-0.026*** (0.009)
$\Delta Deficit_{t-2}$	0.007 (0.138)	0.171** (0.067)	0.045 (0.058)	-0.223 (0.742)	0.015 (0.017)
$Juros_{t-2}$	0.230 (0.209)	0.064 (0.101)	0.588*** (0.087)	-2.479** (1.123)	0.869*** (0.025)
$Cambio_{t-2}$	0.016 (0.013)	0.013** (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.073 (0.069)	-0.003 (0.002)
$Inflacao_{t-2}$	-0.159 (0.154)	0.030 (0.075)	-0.047 (0.065)	-0.510 (0.831)	0.038** (0.019)
const	-0.340 (0.216)	-0.039 (0.104)	-0.356*** (0.090)	0.600 (1.160)	0.032 (0.026)
Observations	120	120	120	120	120
R ²	0.255	0.837	0.789	0.554	0.771
Adjusted R ²	0.104	0.804	0.746	0.464	0.633
Residual Std. Error (df = 99)	0.036	0.142	0.094	0.277	0.087
F Statistic (df = 20; 99)	1.693**	25.380***	18.498***	6.159***	22.4331***

Nota: Erro padrão entre parênteses.

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

e o segundo tem como hipótese nula a não correlação serial até uma certa defasagem. A partir desses testes, chega-se à conclusão de que com duas defasagens não se pode rejeitar a hipótese nula.

Tabela 3.5: Correlação serial dos resíduos

Defasagem	1	2	3	4	5	6	7	8
Breusch-Godfrey	118,61 (0,00)	100,88 (0,05)	122,69 (0,00)	116 (0,00)	118,97 (0,03)	124,77 (0,00)	153,76 (0,00)	173,96 (0,00)
Portmanteau	277,69 (0,04)	242,68 (0,18)	234,93 (0,09)	229,6 (0,03)	212,35 (0,03)	213,07 (0,00)	210,61 (0,00)	197,65 (0,00)

Nota: Valor-p entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Além da análise de correlação serial dos resíduos, devemos observar se o modelo apresenta normalidade nos resíduos. Isso pode ser um empecilho, dado que as funções de impulso e resposta são estimadas via máxima verossimilhança. Foi usado o teste de Jarque-Bera (JB) para séries multivariadas, que é aplicado aos resíduos do nosso modelo VAR(2), assim como testes multivariados de assimetria e curtose. O teste de JB é computado usando os resíduos normalizados pela decomposição de Choleski da matriz de variância-covariância.

Tabela 3.6: Normalidade

	χ^2	Assimetria	Curtose
Jarque-Bera	13,3 (0,10)	3,37 (0,49)	9,92 (0,04)

Nota: p-value entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria dos autores.

A hipótese nula do teste JB é de que há normalidade nos resíduos. Pelo resultado apresentado na Tabela 3.6, aceita-se a hipótese nula ao nível de 10% de significância, mostrando que os resíduos do modelo VAR(2) apresentam normalidade.

3.4.8 Decomposição da variância dos erros de previsão

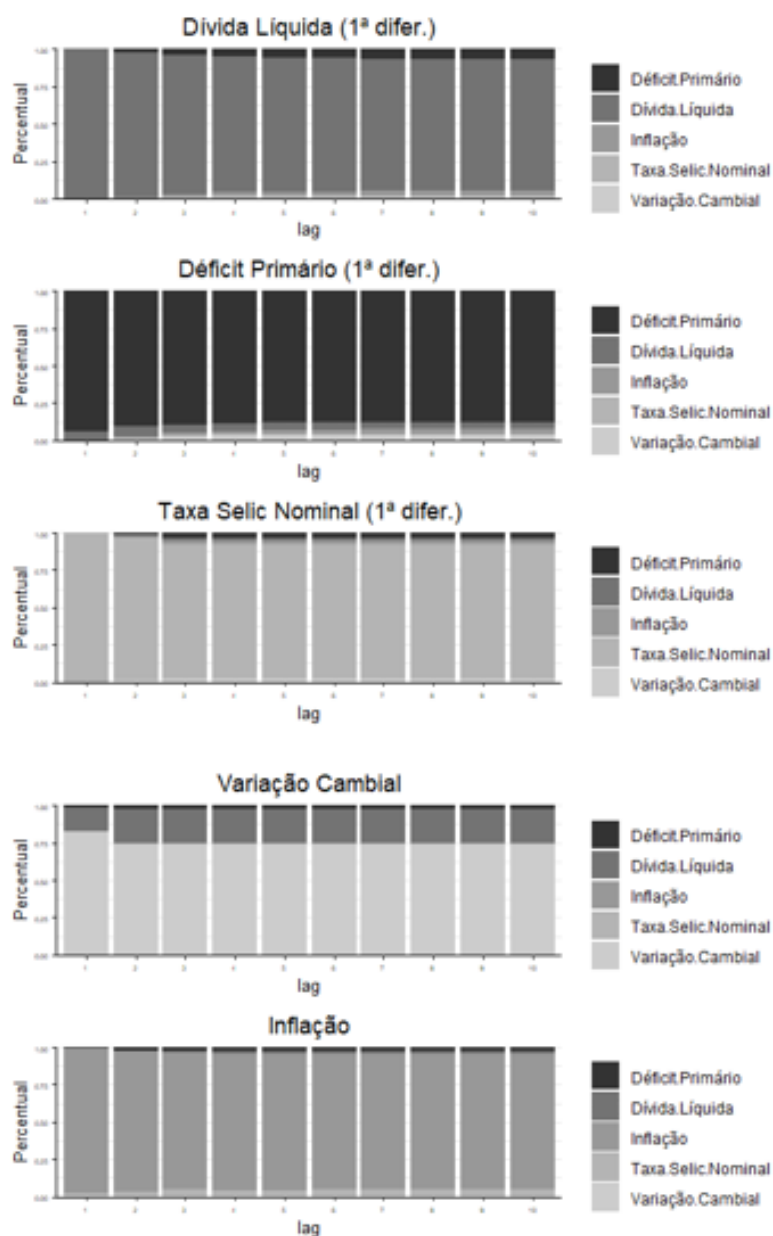
A decomposição da variância dos erros de previsão (DVP), conhecida também como Análise da Variância da Previsão, é uma técnica utilizada para entender o desempenho de um modelo de previsão, analisando as fontes de incerteza que afetam a acurácia das previsões. Ela nos diz o quanto de informação uma variável contribui na regressão de uma outra variável. Pode-se dizer que mede o quão importante é um choque através do tempo para explicar as variações das variáveis do modelo.

Como ferramenta estatística crucial na análise de modelos VAR (Modelos Vetoriais Autorregressivos), a DVP permite quantificar a contribuição individual de cada choque estrutural (erro) na variância do erro de previsão de uma variável endógena em um dado horizonte de tempo. Em outras palavras, a DVP responde à seguinte questão fundamental: quais choques no modelo são responsáveis por gerar maior incerteza na previsão de uma variável específica?

Através da DVP, é possível avaliar a importância relativa de cada choque na geração de erros de previsão. Essa informação é essencial para entender as dinâmicas subjacentes ao modelo e identificar os fatores mais relevantes que influenciam a variabilidade das variáveis de interesse.

Observa-se pela Figura 3.12 que a maior parte das variações na inflação é dado por ela mesma, podendo ser caracterizado pela inércia inflacionaria que ainda persiste na economia. O desemprego tem um pequeno impacto na inflação no primeiro momento, cerca de 7%, e a partir do segundo período se estabilizando em torno dos 12%. Já a expectativa de inflação tem um impacto significativo, explicando 18% da variação da inflação no primeiro período e chegando a 26% no último período.

Figura 3.12: Decomposição da variância dos erros de previsão



Fonte: Elaboração própria dos autores.

As variações no desemprego sofre influência muito baixa das demais variáveis. O maior impacto é sentido via câmbio, explicando apenas cerca de 2%. O mesmo acontece com o rapasse cambial, que, assim como acontece com o desemprego, é a própria série que explica a maior parte da sua

variação.

Outro ponto importante a notar é o impacto da própria inflação nas variações da expectativa de inflação, mostrando que os agentes usam a informação da inflação passada para formar suas expectativas para o futuro.

3.4.9 Função de Impulso e Resposta (FIR)

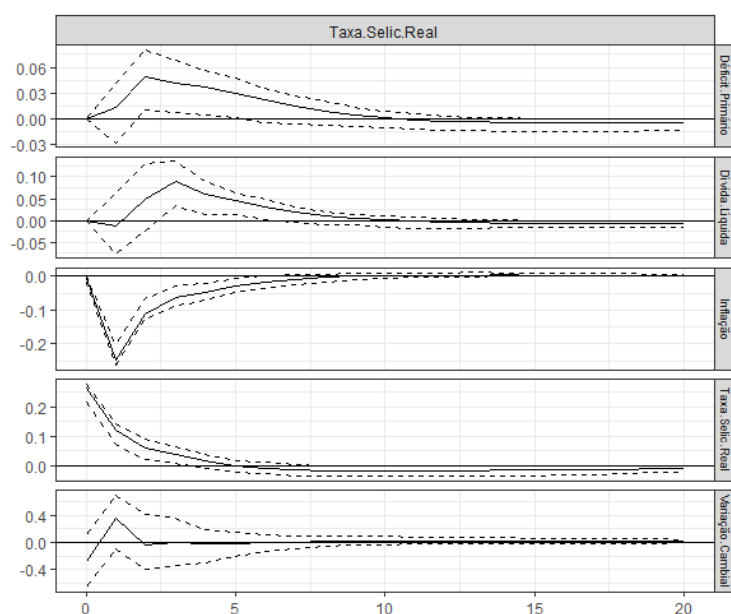
Em modelos de Vetores Autorregressivos (VAR - Vector Autoregression), a Função de Resposta ao Impulso (ou IRF - Impulse Response Function) é uma ferramenta fundamental para analisar a dinâmica temporal e a interação entre as variáveis do modelo. Ela permite entender como choques em uma variável afetam as demais ao longo do tempo. Ela simula o efeito de um choque exógeno (um evento inesperado) em uma variável específica e observa como esse choque se propaga pelas outras variáveis do modelo - ao mesmo tempo em que mantém iguais a zero os choques nas demais variáveis. O horizonte de tempo considerado foi de 20 meses.

Os passos para calcular a FIR são:

- Estimativa do Modelo VAR: primeiro, estimamos os coeficientes do modelo VAR a partir dos dados;
- Identificação dos Choques: normalmente, os choques nos termos de erro (u_t) são correlacionados. Técnicas como decomposição de Cholesky são usadas para decompor a matriz de covariância (Σ) e identificar choques ortogonais;
- Cálculo das Respostas: calcula-se a resposta das variáveis do modelo a um choque unitário em uma das variáveis, ao longo de vários períodos. Esse cálculo é realizado propagando o choque através das equações do modelo VAR.

A Figura 3.13 mostra que um choque positivo de taxa de juros tem, no primeiro momento, um efeito positivo na dívida e no déficit e vai convergindo para zero ainda dentro dos 10 primeiros meses. Já na inflação, seu efeito é negativo, mais imediato, mas menos duradouro. No câmbio, o efeito é negativo, num primeiro momento, passa a ser positivo após um mês, mas já se dissipa no mês seguinte.

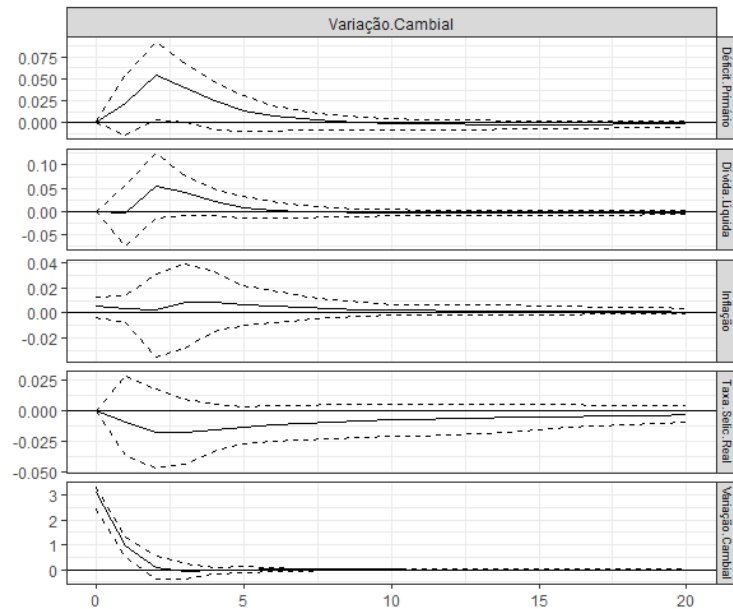
Figura 3.13: Choque de Taxa de Juros



Fonte: Elaboração própria dos autores.

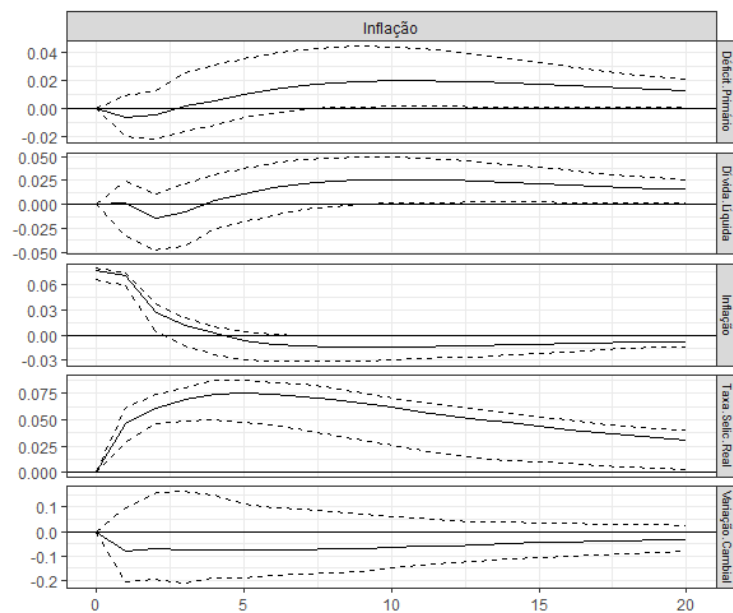
O efeito choque da variação cambial sobre a dívida e o déficit tem perfil semelhante ao da taxa de juros, mas se dissipa mais rapidamente, conforme Figura 3.14. Seu efeito sobre inflação é bem pequeno, e sobre a taxa de juros é negativo, pequeno e se dissipa lentamente ao longo do tempo.

Figura 3.14: Choque de Variação Cambial



Fonte: Elaboração própria dos autores.

Figura 3.15: Choque de Inflação



Fonte: Elaboração própria dos autores.

Na Figura 3.15 vemos que o choque de Inflação sobre dívida e déficit é prevalentemente positivo, mas demora a se fazer sentir e também se dissipa bem lentamente. É muito expressivo sobre a taxa de juros e menos expressivo (e negativo) sobre variação cambial - em ambos os casos, demora a dissipar.

3.5 Considerações Finais

A sustentabilidade da dívida pública é um tema central para a saúde fiscal de qualquer país. No Brasil, em particular, a dívida pública está num patamar bastante elevado, próximo ao pico histórico de 62% do PIB. O crescimento econômico do país tem relação direta com a solvência dessa dívida - condição em que o valor presente dos superávits primários é superior ao dos déficits primários. Uma dívida em patamares muito elevados pode ser um fator impeditivo para esse crescimento.

Em relação aos desafios fiscais ao país, essa temática tem sido o objeto de muita discussão e pesquisa no Brasil. Assumindo diretamente as taxas de juros, o investimento e o crescimento econômico, a sustentabilidade da dívida pública é importante para a estabilidade econômica e a confiança dos investidores. Apesar da importância do assunto, o conhecimento sobre os limites da sustentabilidade da dívida pública e as consequências de longo prazo de uma dívida elevada é significativamente insuficiente. Ainda há disputas sobre temas como o impacto da dívida pública no crescimento econômico, na distribuição de renda e na inflação. O objetivo da análise sobre a dívida pública e sua sustentabilidade no Brasil é obter uma compreensão mais profunda dos obstáculos e consequências associados à sua gestão. Isso inclui avaliar métodos para atingir um equilíbrio fiscal sustentável, medir o impacto de várias políticas fiscais e monetárias na dívida pública e propor reformas que possam promover a estabilidade econômica.

O objetivo do presente trabalho foi o de verificar se a dívida líquida do Brasil apresenta trajetória sustentável ou não, e quais os impactos nessa variável advindos de choques de taxa de juros, variação cambial e inflação. Para a análise de sustentabilidade, foram aplicados testes de raiz unitária de cointegração (dívida x déficit), que comprovaram que a dívida pública brasileira no período considerado (2002 a 2024) não segue um padrão de sustentabilidade pois sua série é não estacionária (possui raiz unitária). Esse resultado é contrário ao de Tourinho et al. (2013) - que, considerando outro período de análise e utilizando outro ferramental econométrico, atestou a sustentabilidade da dívida pública brasileira.

Na análise de sensibilidade a choques, foi usado o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) combinado com Função de Impulso e Resposta. Entre os resultados obtidos, destacam-se: um choque positivo de taxa de juros tem, no primeiro momento, um efeito positivo na dívida e no déficit, e vai convergindo para zero ainda dentro dos 10 primeiros meses. Já na inflação, seu efeito é negativo, mais imediato, mas menos duradouro.

O efeito choque da variação cambial sobre a dívida e o déficit tem perfil semelhante ao efeito da taxa de juros, mas se dissipa mais rapidamente. E ainda, o choque de Inflação sobre dívida e déficit é prevalentemente positivo, mas demora a se fazer sentir e também se dissipa bem lentamente. É muito expressivo sobre a taxa de juros e menos expressivo (e negativo) sobre variação cambial - em ambos os casos, demora a dissipar.



4. PIB, Desemprego e Inflação

A relação entre Crescimento Econômico, Desemprego e Inflação - Uma análise de causalidade

Felipe Fratani Vieira
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Crescimento econômico e inflação são variáveis macroeconômicas fundamentais para entender o funcionamento da economia de um país ou bloco de países, sendo indicadores importantes para nortear boas políticas públicas e decisões estratégicas no setor privado. O PIB (GDP) mede o crescimento econômico, mostrando quanto uma economia produz e gera de riqueza. A inflação mede a estabilidade dos preços e o valor da moeda. Este estudo, ao juntar essas variáveis, busca fazer uma análise mais precisa e detalhada do cenário econômico, ajudando a entender melhor e a planejar estratégias que estimulem um desenvolvimento sustentável e equilibrado. A presente pesquisa almejou investigar a relação entre inflação e crescimento econômico, tendo o crescimento como variável dependente e avaliando potencial causalidade. Para tanto, tomou-se como pontos de partida a Lei de Okun e a Curva de Philips, que inserem como variável auxiliar de análise o nível de emprego (ou desemprego), lançando-se mão, em seguida, de ferramentas econométricas diversas, destacando-se correlação, análises multivariadas e teste de causalidade. Foram tomados o Brasil, os EUA e a Zona do Euro como amostra para a ratificação das conclusões. Adotou-se como período de análise os anos de 2013 a 2023 a fim de permitir contemporaneidade ao estudo. Por meio da avaliação preliminar pela correlação de Pearson, observa-se que todos os países e blocos de países apresentam relações significativas entre PIB e desemprego, com uma relação negativa, sinalizando correspondência à Lei de Okun. Quanto à relação negativa entre inflação e desemprego, todos, exceto o Brasil, a apresentam, corroborando a Curva de Philips. Todos os países e blocos de países apresentam uma relação positiva entre PIB e inflação. Já por meio da causalidade de Toda e Yamamoto, foco do estudo, foi possível identificar que, no Brasil, há evidências de causalidade significativa entre a inflação e o crescimento econômico. Nos EUA, o desemprego causa o crescimento econômico e a inflação, enquanto o crescimento também influencia a inflação. Na Zona do Euro, foram observadas relações bidirecionais entre crescimento e inflação. Estudos futuros poderiam explorar a utilização de modelos de inteligência artificial para capturar comportamentos não lineares e aprofundar a compreensão das interações econômicas.

4.1 Introdução

A macroeconomia pode ser definida consensualmente como o ramo das ciências econômicas que estuda as principais variáveis econômicas de forma agregada, para um país ou estado-nação, bem como a relação entre elas, gerando como produto informacional indicadores de extrema importância para a formulação de políticas públicas, tanto na dimensão fiscal quanto na monetária. Tais indicadores são também de destacada importância para o ambiente de negócios, guiando

decisões de investimento e consumo.

Dentre os agregados, esta pesquisa destacará o Produto Interno Bruto (PIB), como medida de crescimento econômico, e a inflação, mas também lançará mão do nível de emprego/desemprego, a fim de obter uma modelagem desejada, que permita maior qualificação ao estudo.

O PIB, para o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), é a soma de todos os bens e serviços finais produzidos por um país, estado ou cidade, geralmente em um ano. Todos os países calculam o seu PIB nas suas respectivas moedas. O PIB do Brasil no ano passado (2023), foi de R\$ 10,9 trilhões, representando um crescimento de 2,9% em relação ao ano de 2022. No último trimestre divulgado (4º trimestre de 2023), o valor foi de R\$ 2,8 trilhões. Deve-se entender que o PIB é uma variável de fluxo e não de estoque, comumente sendo confundido, de forma errônea, com a riqueza de um país ou estado-nação.

Para o cálculo do PIB são utilizados diversos dados, de diversas fontes, tais como: Balanço de pagamentos, índices de preços, produções agrícola, pesquisa comercial, industrial e de serviços; pesquisa de orçamentos familiares (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), sem data), dentre outros. A partir do PIB desdobram-se diversas análises de suma importância, tais como: sua evolução no tempo, comparações internacionais, análises per capita, dentre outros.

O aumento da produtividade ou da produção por trabalhador ocorre tanto na produção dos mesmos bens através da redução sistemática da quantidade de trabalho simples utilizado, quanto através da transferência da mão-de-obra para setores com maior conteúdo tecnológico ou maior valor adicionado per capita.

A inflação pode ser definida, também consensualmente, a despeito de ser tratada de forma fundamentada no Referencial Teórico, como o aumento dos preços de bens e serviços, implicando a diminuição do poder de compra da moeda. Seu controle, no Brasil, é realizado pelo Banco Central brasileiro (BCB), tendo por foco a meta definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), atividade aquela que se reveste de importância para qualquer país, dadas as consequências econômicas devastadoras ao bem-estar da população, além de desincentivos a investimentos; maior impacto às classes menos favorecidas por não possuírem instrumentos financeiros de defesa ao incremento de preços, tais como poupança e crédito; aumento do custo da dívida pública, dada a necessidade de se elevar a taxa básica de juros para recuo da inflação; eventual distorção de preços relativos, que gera ineficiências econômicas, dentre outros. Daí a necessidade de se ter, como indicador de desempenho da política monetária, uma meta a ser atingida, conforme defende o Relatório de Política Monetária de Junho de 2022, do FED (*Federal Reserve Board*, o Banco Central norte-americano).

As causas da inflação a ser controlada, que atua de maneira diferente em cada nível de renda do brasileiro, apesar de poder ser unificada em um índice de preços representativo, como o IPCA, são agrupadas em diversas classes, a serem tratadas, quais sejam: pressões de demanda, pressões de custos; inércia inflacionária (relacionada à inflação do ano anterior) e expectativas de inflação.

A econometria, a qual, para Gujarati e Porter (2011) e Morettin e Castro Tolo (2004), significa “medição econômica”, até em interpretação literal, dado o sufixo grego “metria”, que significa medida, pode ser tratada como a aplicação da estatística matemática a dados econômicos para dar suporte empírico aos modelos formulados, além de obter resultados numéricos. William H. Greene (2018) aborda amplamente em sua obra a aplicação de métodos estatísticos e matemáticos na análise econômica, servindo de base para diversos conceitos aqui tratados.

Dado o exposto, emerge o seguinte problema de pesquisa: Investigar a relação entre inflação e crescimento econômico, usando um modelo tomando o crescimento (variação do PIB) como variável dependente e de forma exógena a inflação e outras variáveis de interesse, tal como o nível de emprego/desemprego, buscando-se uma relação de causalidade entre crescimento econômico e inflação.

Desta forma, esta pesquisa se justifica sob a perspectiva científica e prática, por ter importância sobremaneira o conhecimento da relação entre as referidas variáveis, a fim de se antecipar decisões sobre políticas públicas e gastos privados, tendo sempre por foco, tal como a própria ciência econômica em sua gênese, o bem-estar social.

A fim de dar contemporaneidade ao estudo, o período de análise foi limitado a dez anos, ou seja, do ano de 2013 a 2023. Foram utilizados como amostra o Brasil, os Estados Unidos da América e a Zona do Euro, bloco que subentende, em dados conjuntos, os seguintes países: Alemanha, Áustria, Bélgica, Chipre, Eslováquia, Eslovênia, Estônia, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Malta, Holanda, Portugal, Grécia e Espanha.

Para alcançar tal objetivo este estudo está estruturado da seguinte forma: Após esta introdução, será realizada uma revisão de literatura na segunda seção, incluindo os conceitos da modelagem econométrica ser realizada, equalizando conhecimentos aos leitores; na terceira seção descrever-se-á a metodologia, a base de dados utilizada e mais considerações sobre a modelagem; na quarta será realizada a análise de dados e resultados; e, por fim, nas últimas seções serão expostas as considerações finais e conclusão, bem como as referências bibliográficas.

4.2 Referencial Teórico

Segundo Gil (2002), o referencial teórico "desempenha um papel essencial na estruturação do pensamento científico, permitindo ao pesquisador organizar seu trabalho de forma coerente e sistemática". O referencial teórico constitui a base sobre a qual se fundamenta a pesquisa científica, oferecendo uma estrutura conceitual que orienta a investigação e a análise dos dados. Ele é composto por teorias, modelos e conceitos previamente estabelecidos e aceitos pela comunidade científica, que fornecem as diretrizes para a interpretação dos fenômenos estudados. A construção de um referencial teórico robusto e bem fundamentado é essencial para a validade e a credibilidade da pesquisa, pois permite ao pesquisador situar seu trabalho no contexto mais amplo do conhecimento existente, identificando lacunas e contribuindo para o avanço da ciência.

A integração de diferentes perspectivas teóricas e empíricas possibilita ao pesquisador desenvolver uma compreensão mais completa e detalhada do problema de pesquisa, facilitando a formulação de hipóteses e a escolha de metodologias adequadas.

Ahmed (2023) examinam a ligação entre a inflação e a macroeconomia, como a produção, a balança comercial e o desemprego, refletida nos preços do petróleo bruto. Utilizando dados mensais do Reino Unido, abrangendo janeiro de 2010 a junho de 2022, aplicaram uma combinação de três análises, incluindo o modelo VAR, a análise VAR variável no tempo e o modelo de painel variável no tempo com robustez. Os resultados revelam que em caso de choques inflacionários os restantes indicadores econômicos diminuem inicialmente. No entanto, os choques do petróleo bruto Brent são os mais rápidos a responder ao aumento da inflação em comparação com outros indicadores, recuperando para um nível positivo em apenas um mês. Além disso, o impacto dos choques inflacionários é forte no primeiro trimestre, mas diminui no longo prazo. Esta informação pode ser utilizada para informar e ajudar os decisores políticos a desenvolver políticas que mitiguem os efeitos negativos da inflação no curto prazo. As descobertas também têm implicações importantes para as empresas que operam no Reino Unido na tomada de decisões estratégicas.

Jawadi et al. (2023) revisita a relação entre os preços do petróleo e a macroeconomia na área do euro, ao mesmo tempo que avalia os efeitos da recente inflação energética na economia real. Investiga em particular o impacto da inflação energética no setor real (consumo das famílias, investimento empresarial e crescimento econômico), no sector financeiro (inflação, mercado financeiro) e na confiança dos agentes econômicos. Considerando as ações da autoridade monetária, revisa esta relação entre o preço do petróleo e a macroeconomia, tendo simultaneamente em conta a política monetária em curso para verificar a eficiência da mesma e avaliar se as intervenções do Banco Central Europeu (BCE) são capazes de atenuar os efeitos de uma crise energética. Os

resultados revelam duas descobertas: primeiro, uma mudança no preço do petróleo exerce um efeito significativo e não linear nos setores real e financeiro. Este impacto é assimétrico e varia conforme o regime, dependendo da situação econômica (tensão geopolítica, inflação, guerra na Ucrânia, etc.). Além disso, estimou empírica e endogenamente o nível limite em que o impacto das alterações no preço do petróleo é significativo. Em segundo lugar, a reação do crescimento econômico e da taxa de inflação às mudanças nos preços do petróleo continua a ser altamente significativa, independente da política monetária do BCE.

Ghossoub (2023) parte da premissa de que resultados empíricos sugerem que a inflação e o crescimento econômico estão positivamente correlacionados quando a inflação é inicialmente baixa. Também segunda mesma, no entanto, quando a inflação sobe acima de um determinado limite, a correlação torna-se negativa. Além disso, o limiar é mais elevado para as economias em desenvolvimento, sendo tal fato motivo de investigação. Utilizando um modelo de crescimento endógeno, o artigo demonstra que a relação inflação-crescimento é influenciada por restrições regulamentares nos balanços dos bancos e pelo grau de concorrência no sector bancário.

Upadhyaya et al. (2023) analisam que dada uma população de mais de um bilhão de pessoas, a Índia é o terceiro maior consumidor de petróleo do mundo, importando uma grande percentagem do seu consumo total. Dada essa posição importadora, a volatilidade do preço do petróleo afeta a economia indiana, de forma que este artigo examina o efeito desta volatilidade sobre a inflação, o crescimento econômico e o mercado de ações na Índia, por meio de análises econométricas de casualidade.

Ahmed (2023) adotam uma perspectiva multinacional para investigar as consequências macroeconômicas dos choques recessivos na demanda por commodities quando as taxas de juros estão baixas. Os choques da procura mundial são recuperados a partir de um fator global do preço das matérias-primas que se revela altamente representativo das condições da demanda mundial. Os ajustamentos específicos de cada país a estes choques de procura global baseados em matérias-primas são então estimados em dezessete economias avançadas utilizando VARs não lineares. O crescimento real do PIB interno, os retornos das ações e a inflação são significativamente mais sensíveis a estes choques quando as taxas de juro nominais caem abaixo de um limiar de cerca de 3%. Enxerga a pesquisa que quando as taxas de juro são baixas, os choques recessivos na procura de matérias-primas conduzem a taxas de juros reais internas mais elevadas, à medida que as taxas de juro nominais ficam limitadas pelo limite inferior zero, consistente com uma armadilha de deflação que impulsiona o aumento da sensibilidade interna aos choques globais.

4.2.1 Crescimento Econômico

O crescimento econômico é um tema central na economia e a literatura sobre o tema aborda diferentes aspectos e fatores que influenciam o crescimento das economias. Este referencial teórico apresenta uma visão geral sobre os principais conceitos e teorias que o norteiam, destacando a obra seminal de Robert Solow.

As teorias clássicas de crescimento econômico foram desenvolvidas por economistas influentes como Adam Smith, Thomas Malthus e David Ricardo. Estes economistas argumentavam que o crescimento econômico era impulsionado pela acumulação de capital, pelo aumento da força de trabalho e pelos avanços tecnológicos.

- **Smith (1776):** Em sua obra *A Riqueza das Nações*, Smith destacou a importância da divisão do trabalho e dos ganhos de produtividade resultantes como motores do crescimento econômico.
- **Malthus (1798):** Malthus argumentou que o crescimento populacional poderia superar o crescimento da produção de alimentos, levando a um estado estacionário onde o crescimento econômico seria limitado pela escassez de recursos.
- **Ricardo (1817):** Ricardo desenvolveu a teoria da vantagem comparativa, que demonstra

como o comércio internacional pode levar a uma alocação mais eficiente dos recursos e, conseqüentemente, ao crescimento econômico.

Entretanto, a obra seminal que revolucionou o estudo do crescimento econômico é o modelo de crescimento neoclássico, desenvolvido por Robert Solow. Publicado em 1956, o modelo de Solow introduziu a função de produção agregada e destacou a importância do progresso tecnológico para o crescimento de longo prazo.

- **Solow (1956):** O modelo de Solow, também conhecido como modelo de crescimento exógeno, sugere que o crescimento econômico é impulsionado por três fatores principais: acumulação de capital, crescimento da força de trabalho e progresso tecnológico. Solow mostrou que, no longo prazo, o progresso tecnológico é o principal motor do crescimento de longo prazo.

Nos dias atuais, o crescimento econômico enfrenta novos desafios e dinâmicas. A pandemia do COVID-19 expôs a vulnerabilidade das economias à interrupção das atividades econômicas e destacou a importância da resiliência econômica e da inovação tecnológica.

Governos em todo o mundo adotaram pacotes de estímulo econômico para oferecer suporte a empresas e trabalhadores impactados pela crise. Bancos centrais reduziram as taxas de juros e ampliaram a oferta de crédito para manter a liquidez nos mercados. A pandemia acelerou a adoção de tecnologias digitais, incluindo o trabalho remoto, o comércio eletrônico e os serviços online. Essas inovações têm o potencial de impulsionar o crescimento econômico a longo prazo, promovendo aumentos de produtividade e eficiência. A crise evidenciou a necessidade de cadeias de suprimento mais resilientes e diversificadas para evitar interrupções graves. Empresas e governos estão revisando suas estratégias de suprimento e produção para mitigar riscos futuros.

4.2.2 Inflação

A inflação é definida como o aumento generalizado e contínuo dos preços de bens e serviços em uma economia ao longo do tempo. Esse fenômeno resulta em uma diminuição do poder de compra da moeda, ou seja, com a mesma quantidade de dinheiro, adquire-se menos bens e serviços do que anteriormente (SAMUELSON; NORDHAUS, 2010).

Existem diversas teorias que explicam as causas da inflação, sendo as principais a teoria da demanda, a teoria de custos e a teoria monetarista. A inflação de demanda ocorre quando a demanda agregada por bens e serviços em uma economia excede a capacidade de produção. Esse excesso de demanda leva a um aumento nos preços. As causas podem incluir aumentos nos gastos do governo, consumo elevado das famílias e investimentos empresariais crescentes (MANKIW, 2016). A inflação de custos ocorre quando há um aumento nos custos de produção, como salários e matérias-primas, que é repassado aos preços dos produtos finais. Isso pode ser causado por choques de oferta, como uma elevação nos preços do petróleo ou desastres naturais que afetam a produção (BLANCHARD; SUMMERS, 2017). A teoria monetarista, associada a Milton Friedman, argumenta que a inflação é sempre um fenômeno monetário. Segundo essa teoria, a inflação ocorre quando há um aumento na quantidade de dinheiro em circulação que não é acompanhado por um aumento correspondente na produção de bens e serviços (FRIEDMAN, 1956).

A inflação pode ser classificada de diversas maneiras, conforme suas causas e características. A inflação moderada é um aumento lento e previsível nos preços, geralmente de um dígito ao ano. Esse tipo de inflação é considerado normal e até saudável para a economia, pois incentiva o consumo e o investimento (MANKIW, 2016). A inflação galopante caracteriza-se por um aumento acelerado e descontrolado dos preços, muitas vezes chegando a dois ou três dígitos ao ano. Esse tipo de inflação pode causar sérios desequilíbrios econômicos e sociais (BLANCHARD; SUMMERS, 2017). A hiperinflação é um aumento extremamente rápido e exorbitante dos preços, geralmente superior a 50% ao mês. A hiperinflação pode levar à completa perda de confiança na moeda e ao colapso da economia (SAMUELSON; NORDHAUS, 2010). Embora não seja um tipo de inflação, é importante mencionar a deflação. Deflação é a queda generalizada dos preços, o oposto da inflação.

Pode ser tão prejudicial quanto a inflação alta, pois desincentiva o consumo e o investimento, levando a uma contração econômica (BLANCHARD; SUMMERS, 2017).

A inflação é medida por meio de índices de preços que acompanham as variações nos preços de uma cesta de bens e serviços ao longo do tempo. Os principais índices são o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), que mede a variação nos preços de uma cesta de bens e serviços consumidos pelas famílias, o Índice de Preços ao Produtor (IPP), que mede a variação nos preços recebidos pelos produtores de bens e serviços, e o Índice Geral de Preços (IGP), que combina informações de preços ao consumidor, ao produtor e de construção civil para fornecer uma visão mais ampla da inflação (MANKIW, 2016).

A pandemia do COVID-19 teve um impacto significativo nas economias globais, resultando em mudanças drásticas nos níveis de preços. Vários fatores contribuíram para a inflação pós-pandemia. As medidas de lockdown e restrições ao movimento afetaram as cadeias de suprimento globais, resultando em escassez de produtos e aumento dos preços. Governos ao redor do mundo implementaram pacotes de estímulo econômico para mitigar os efeitos da pandemia, aumentando a quantidade de dinheiro em circulação e pressionando os preços. A pandemia alterou os padrões de consumo, com um aumento na demanda por certos bens (como produtos de saúde e tecnologia) e serviços (como entregas e entretenimento digital), pressionando seus preços para cima. Custos adicionais relacionados à adaptação às medidas sanitárias e à escassez de mão de obra também contribuíram para o aumento dos preços.

4.2.3 Nível de emprego/desemprego

O nível de emprego e desemprego é um dos indicadores econômicos mais importantes para avaliar a saúde de uma economia. O desemprego, em particular, reflete a quantidade de pessoas que estão em busca de trabalho mas não conseguem encontrar emprego. Este referencial teórico aborda a definição, as metodologias de cálculo e a importância do nível de emprego e desemprego, com base em uma referência principal.

O emprego refere-se ao estado de uma pessoa que possui um trabalho remunerado, enquanto o desemprego refere-se ao estado de uma pessoa que está disponível e ativamente buscando trabalho, mas não consegue encontrar emprego. A taxa de desemprego é uma medida da prevalência do desemprego e é calculada como a porcentagem da força de trabalho que está desempregada.

A metodologia padrão para o cálculo do nível de emprego e desemprego é geralmente conduzida através de pesquisas de amostragem de domicílios. No Brasil, a principal fonte de dados sobre emprego e desemprego é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A taxa de desemprego é calculada pela seguinte fórmula:

$$\text{Taxa de Desemprego} = \left(\frac{\text{Número de Desempregados}}{\text{Força de Trabalho}} \right) \times 100 \quad (4.1)$$

A força de trabalho é a soma das pessoas empregadas e desempregadas. A metodologia da PNAD Contínua segue padrões internacionais recomendados pela Organização Internacional do Trabalho (OIT) para garantir a comparabilidade dos dados com outros países.

A análise do nível de emprego e desemprego é crucial para a formulação de políticas econômicas e sociais. Altas taxas de desemprego podem indicar problemas econômicos, como recessão ou falta de dinamismo econômico, e têm consequências sociais graves, incluindo aumento da pobreza e desigualdade. Por outro lado, baixas taxas de desemprego são geralmente vistas como um sinal de uma economia saudável e em crescimento.

O monitoramento contínuo desses indicadores permite aos formuladores de políticas implementar medidas de estímulo ao emprego e intervenções no mercado de trabalho para mitigar os efeitos adversos do desemprego.

Para uma análise detalhada e metodologicamente rigorosa, a principal referência é o manual metodológico do IBGE.

4.2.4 Lei de Okun

A Lei de Okun, formulada pelo economista Arthur Okun (1962), estabelece uma relação inversa entre as mudanças no desemprego e as mudanças no Produto Interno Bruto (PIB) real de um país. Esta lei é tipicamente expressa através de uma relação empírica que indica que um aumento no crescimento econômico acima de uma certa taxa tende a estar associado com uma redução na taxa de desemprego. Arthur Okun originalmente observou que, nos Estados Unidos, um aumento de 1 ponto percentual no desemprego estava associado a uma redução de aproximadamente 2% no PIB real.

Esta relação pode ser expressa através de duas formas principais: uma que relaciona a mudança na taxa de desemprego com a mudança na taxa de crescimento do PIB real e outra que relaciona os níveis de desemprego e PIB real através de uma equação linear. A equação linear mais comumente utilizada é dada por:

$$\Delta U = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y \quad (4.2)$$

onde ΔU representa a mudança na taxa de desemprego, ΔY representa a mudança na taxa de crescimento do PIB real, β_0 é o intercepto, e β_1 é o coeficiente que expressa a sensibilidade do desemprego às mudanças no PIB real. A análise de Okun sugere que β_1 é aproximadamente -2 para os Estados Unidos.

Estudos subsequentes adaptaram e reformularam a relação de Okun para diferentes (BALL et al., 2013), considerando as especificidades de cada economia. Em economias emergentes, por exemplo, a sensibilidade do desemprego às mudanças no PIB pode diferir devido a fatores como o mercado de trabalho informal, políticas econômicas, e condições macroeconômicas distintas. Assim, ao aplicar a Lei de Okun em diferentes contextos, é fundamental realizar uma análise econométrica específica para determinar os coeficientes apropriados que descrevem a relação entre desemprego e PIB real naquela economia.

4.2.5 Curva de Phillips

A Curva de Phillips, identificada por A.W. Phillips (1958), descreve uma relação inversa entre desemprego e inflação, sugerindo que, com menor desemprego, ocorre maior inflação e vice-versa. Originalmente, essa relação foi observada para salários nominais, mas foi posteriormente estendida para a inflação de preços. A Curva de Phillips foi amplamente aceita nos anos seguintes à sua descoberta, sendo incorporada nas políticas monetárias dos bancos centrais.

A análise empírica da Curva de Phillips indica que, em períodos de baixa taxa de desemprego, a pressão sobre os salários tende a aumentar, o que, por sua vez, eleva os custos de produção e, eventualmente, os preços. Este fenômeno reflete uma troca de curto prazo entre desemprego e inflação, sugerindo que políticas que visam reduzir o desemprego podem levar a uma maior inflação, por exemplo. Essa interpretação tornou-se um fundamento importante para a política econômica na década de 1960).

No entanto, a relação entre desemprego e inflação descrita pela Curva de Phillips não é estática. Na década de 1970, a ocorrência de estagflação desafiou a validade da Curva de Phillips em sua forma original (GORDON, 1990). Estudos posteriores (JR., 1976) ajustaram a Curva de Phillips para incluir expectativas de inflação, resultando na Curva de Phillips Aumentada pelas Expectativas. Esta versão revisada sugere que a relação inversa entre desemprego e inflação só se mantém no curto prazo, enquanto no longo prazo, a inflação é mais influenciada pelas expectativas dos agentes econômicos.

A Curva de Phillips Aumentada pelas Expectativas incorpora a ideia de que as expectativas de inflação futura influenciam a inflação corrente. Assim, se os agentes econômicos esperam uma inflação mais alta no futuro, eles ajustam seus comportamentos (por exemplo, exigindo salários mais altos), o que acaba por aumentar a inflação no presente.

4.2.6 Revisão Sistemática da literatura e bibliometria

A Revisão Sistemática da Literatura (RSL) é uma metodologia rigorosa e estruturada para a coleta, avaliação e síntese de pesquisas anteriores sobre um tema específico. (THOMÉ et al., 2016) destacam que a RSL difere de revisões tradicionais por sua natureza sistemática, replicável e transparente, que minimiza vieses através de uma busca exaustiva e critérios pré-definidos de seleção de estudos.

As principais características incluem uma fase de planejamento antes de iniciar a revisão, realizando um protocolo detalhado que especifica os objetivos, métodos de busca, critérios de inclusão e exclusão, e métodos de análise. Utiliza-se múltiplas bases de dados e fontes de informação para capturar o máximo de literatura relevante possível, além de incluir uma avaliação rigorosa da qualidade dos estudos encontrados, geralmente através de ferramentas de avaliação padronizadas.

Nesta pesquisa, que tem seu foco claro no que se refere a investigar uma relação de causalidade, a RSL, bem como a técnica da bibliometria, serão determinantes no sentido de externar a relevância do assunto em pauta, sem se aprofundar no detalhamento das fases da RSL.

A técnica da bibliometria, desenvolvida por (PRITCHARD, 1969), emprega métodos estatísticos e matemáticos para medir a produção científica e mapear os fluxos de conhecimento, assemelhando-se a como a demografia analisa dados populacionais. Essa metodologia permite a análise quantitativa de material literário e contribui significativamente para a evolução do conhecimento científico ao destacar trabalhos relevantes e facilitar a criação de novas fontes de informação.

Além disso, a bibliometria serve como um instrumento fundamental para investigar a geração, a propagação e o consumo de informações documentadas. Seu uso envolve a aplicação de métodos matemáticos e estatísticos em livros, artigos e outras formas de comunicação.

No sentido de evidenciar a relevância do assunto tratado, foi realizada pesquisa sistemática por meio de técnica de bibliometria, que consistiu da identificação de publicações, por meio das palavras-chave “Inflação” e “Crescimento econômico”, de forma simultânea, a partir do ano de 2019 até hoje, no sentido de permitir contemporaneidade ao estudo, incluindo o período pré e pós pandemia do COVID-19, na base de dados “Elsevier”-“Scopus”, tendo encontrado os seguintes resultados:

Tabela 4.1: Palavras-chave pesquisadas

Palavras-chave	Número de documentos
“Inflation” AND “Economic growth”	1686

Fonte: Elaboração própria

Na Tabela 4.2, observa-se que das 24 áreas de conhecimento identificadas, as 10 áreas com a maior quantidade de artigos apresentam certa diversidade temática. Notavelmente, cerca de 39% dos estudos estão concentrados na área de "Economia, Econometria e Finanças", um resultado que está em linha com as expectativas da pesquisa.

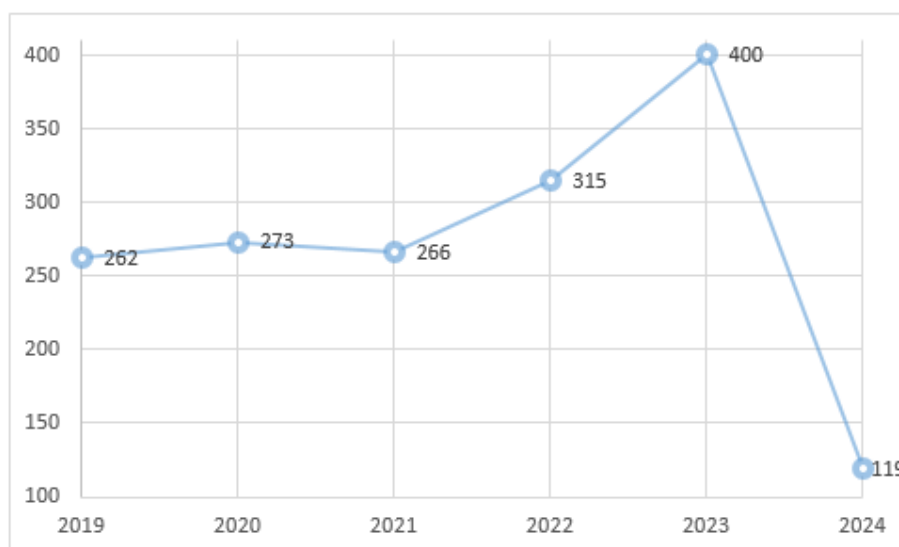
As figuras abaixo mostram a distribuição de artigos publicados ao longo dos anos, ilustrando as tendências de publicação; e a nuvem de palavras, que externa ao leitor, em uma interface gráfica de fácil visualização, assuntos relacionados.

Tabela 4.2: Distribuição de documentos por área de conhecimento

Área	Número de documentos	Porcentagem de contribuição
Economia, econometria e finanças	1069	39%
Negócios e gerenciamento	524	16%
Ciências sociais	519	16%
Ciência do meio-ambiente	193	6%
Ciência da computação	143	4%
Energia	130	4%
Engenharia	115	3%
Matemática	91	2%
Ciência da decisão	81	2%
Artes e humanidades	73	2%
Outros	208	6%

Fonte: Elaboração própria

Figura 4.1: Número de artigos publicados por ano recente



Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.3: Resumo das Publicações Encontradas

Informação pesquisada	Quantidade
Total de publicações encontradas	1637
Distribuição das publicações por ano	
Ano 2019	263 publicações
Ano 2020	274 publicações
Ano 2021	266 publicações
Ano 2022	315 publicações
Ano 2023	400 publicações
Ano 2024	119 publicações
Principais fontes	
Economic Outlook	50 publicações
Applied Economics	49 publicações
International Journal of Energy Economics and Policy	38 publicações
Voprosy Ekonomiki	35 publicações
Autores mais relevantes	
Odhiambo NM	24 publicações
Gupta R	15 publicações
Shahbaz M	15 publicações
Palavras-chave mais frequentes além de "Inflação" e "Crescimento Econômico"	
Economic Development	
Economic Analysis	
Macroeconomics	

Fonte: Elaboração própria

Figura 4.2: Nuvem de palavras nos artigos que relacionam os temas “Inflação” e “Crescimento econômico”



No estudo apresentado, a aplicação da bibliometria permitiu identificar e analisar 1686 documentos relacionados às palavras-chave “Inflação” e “Crescimento econômico” na base de dados Scopus, entre 2019 e 2023. Essa análise revelou uma diversidade temática significativa, com uma concentração de aproximadamente 39% dos estudos na área de "Economia, Econometria e Finanças", corroborando a relevância da pesquisa.

A distribuição das publicações ao longo dos anos e a identificação das principais fontes e autores mais relevantes reforçam a utilidade da bibliometria em mapear tendências e influências no campo científico. Além disso, a visualização de dados, como a nuvem de palavras, proporciona uma compreensão clara das relações entre os temas estudados. Em suma, a bibliometria é uma ferramenta valiosa para a sistematização e o avanço do conhecimento científico, evidenciada pela profundidade e abrangência dos dados analisados neste estudo.

4.3 Metodologia

4.3.1 Tipo de pesquisa

Esta pesquisa se caracteriza, conforme Gil (2008), quanto aos objetivos, como descritiva, na medida em que se utiliza de técnicas padronizadas de coleta de dados, estabelecendo relações entre variáveis. Já quanto aos procedimentos técnicos, trata-se de pesquisa documental, já que se utiliza de dados disponíveis observados, entretanto que não tiveram tratamento analítico formal. Trata-se ainda de uma pesquisa quantitativa, por se utilizar amplamente de ferramentas e arcabouços estatísticos.

Tendo por base Lakatos e Andrade Marconi (2021), esta pesquisa seguiu as seguintes etapas: Especificação de objetivos; Levantamento e coleta de dados; Seleção de métodos e técnicas e Modelagem.

4.3.2 Especificação de objetivos

Esta pesquisa almeja a investigar a relação entre inflação e crescimento econômico, esta como variável dependente, avaliando potencial causalidade. Tem, ainda, como premissa a análise e confirmação da intuição advinda da Lei de Okun e da Curva de Philips, utilizando, desta forma, o nível de desemprego como variável auxiliar.

4.3.3 Levantamento e coleta de dados

Os dados foram coletados da plataforma "Bloomberg", que se utiliza de uma diversidade de bancos de dados, todos referenciados e de relevância verificada. Os dados disponíveis, conforme já citado, abarcam o período de 2013 a 2023, com periodicidades diversas, apresentados em informações trimestrais para correspondência de análise estatística.

Os dados serão apresentados em subitem específico desta pesquisa.

4.3.4 Delimitação da pesquisa

A diversidade de bancos de dados pode, eventualmente, gerar algum transtorno informacional, mas não é tido como algo que possa alterar significativamente resultados gerais da pesquisa. O tempo de análise, de apenas dez anos, além da inclusão do período da pandemia do COVID-19, também é algo limitante, do ponto de vista econométrico, porém premia a contemporaneidade das informações, de forma a dar uma fidelidade maior às conclusões. Resta-se importante apenas tratar que qualquer modelagem está sujeita a choques imprevisíveis e, diante disto, sempre devem ser considerados ruídos de informação.

4.3.5 Seleção de métodos e técnicas

Diversos métodos estatísticos podem ser aplicados para explorar e entender as relações entre variáveis macroeconômicas. Destaca-se que a seleção de um método específico deve ser guiada pelos objetivos da análise, a natureza dos dados e as suposições subjacentes a cada técnica. Além disso, é importante considerar a robustez do método escolhido em relação a outliers e a capacidade de lidar com múltiplas variáveis simultaneamente. É relevante notar que os métodos aqui utilizados já são consolidados e amplamente difundidos na literatura atual, o que reforça sua credibilidade e eficácia na análise de dados macroeconômicos.

Correlação de Pearson

A chamada correlação, proposta por Karl Pearson (1896), é uma medida estatística que expressa a força e a direção de um relacionamento linear entre duas variáveis. Uma das formas mais comuns de calcular esse coeficiente é através do coeficiente de correlação de Pearson, representado pela fórmula:

$$r = \frac{\sum(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2 \sum(Y_i - \bar{Y})^2}} \quad (4.3)$$

onde X_i e Y_i são os valores individuais das séries temporais X e Y, e \bar{X} e \bar{Y} são as médias das séries. O coeficiente de correlação varia entre -1 e 1, onde valores próximos a 1 ou -1 indicam uma forte correlação positiva ou negativa, respectivamente, e valores próximos a 0 indicam uma ausência de correlação linear.

A utilização do coeficiente de correlação de Pearson como uma medida preliminar de relacionamento linear entre duas séries temporais é uma abordagem razoável, pois oferece uma visão rápida e quantificável da intensidade e direção dessa relação. Este coeficiente é especialmente útil na análise inicial de dados, permitindo identificar possíveis padrões ou tendências que podem ser explorados em análises mais detalhadas. No entanto, é importante notar que a correlação não implica causalidade; ou seja, mesmo que duas séries temporais apresentem uma correlação forte, isso não significa necessariamente que uma variável cause mudanças na outra.

Apesar de sua utilidade, o coeficiente de correlação de Pearson possui limitações significativas. Primeiramente, ele só é eficaz para detectar relações lineares. Se as variáveis possuem um relacionamento não linear, o coeficiente pode não capturar essa relação adequadamente, não representando a verdadeira associação entre as variáveis. Além disso, o coeficiente de correlação é sensível a outliers, que podem distorcer a magnitude da correlação. Por fim, a dependência de suposições de normalidade e homocedasticidade dos dados pode limitar a aplicabilidade do coeficiente em situações onde essas condições não são atendidas.

Em conclusão, enquanto o coeficiente de correlação de Pearson é uma ferramenta valiosa para a análise preliminar de relações lineares entre séries temporais, é crucial interpretar seus resultados com cautela, considerando suas limitações. Análises adicionais, incluindo métodos para detecção de relações não lineares e a consideração de potenciais outliers, são frequentemente necessárias para obter uma compreensão mais robusta da dinâmica entre as variáveis estudadas.

Modelo VAR (Vetores Autoregressivos)

O modelo VAR é uma ferramenta estatística utilizada para capturar a dinâmica conjunta de múltiplas séries temporais. Desenvolvido por (SIMS, Christopher A., 1980), o modelo VAR generaliza o modelo univariado autoregressivo (AR) para sistemas de séries temporais múltiplas, permitindo que cada variável no sistema dependa linearmente de suas próprias defasagens passadas, bem como das defasagens passadas de todas as outras variáveis no sistema.

Um modelo VAR de ordem p (VAR(p)) pode ser representado da seguinte forma:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

onde:

- Y_t é um vetor $k \times 1$ de variáveis endógenas.
- c é um vetor $k \times 1$ de constantes (termos de intercepto).
- A_i são matrizes $k \times k$ de coeficientes para $i = 1, \dots, p$.
- ε_t é um vetor $k \times 1$ de termos de erro (resíduos).

Suposições sobre Resíduos

Para que as estimativas do modelo VAR sejam confiáveis, algumas suposições sobre os resíduos ε_t devem ser satisfeitas:

1. **Média zero:** $E(\varepsilon_t) = 0$
2. **Homocedasticidade:** $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$, onde Σ é uma matriz de covariância constante ao longo do tempo.
3. **Não autocorrelação:** $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}') = 0$ para $s \neq 0$, o que implica que os resíduos são incorrelacionados ao longo do tempo.
4. **Normalidade (opcional):** Em muitos casos, assume-se que os resíduos ε_t são distribuídos normalmente.

Método de Estimação

O método de estimação mais comum para modelos VAR é o método de **Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)**, aplicado separadamente a cada equação do sistema. Devido à forma linear do modelo, o MQO pode ser aplicado diretamente, e a estimação por MQO em um modelo VAR é consistente e assintoticamente eficiente sob as suposições mencionadas.

Verossimilhança

Quando se assume que os resíduos seguem uma distribuição normal multivariada, pode-se utilizar o método de **Máxima Verossimilhança (MV)** para a estimação dos parâmetros do modelo VAR. A função de verossimilhança para o modelo VAR, sob a suposição de normalidade dos resíduos, é:

$$L(\theta) = -\frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (Y_t - \mu_t)' \Sigma^{-1} (Y_t - \mu_t) \quad (4.5)$$

onde θ representa o vetor de parâmetros do modelo, $\mu_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p}$ e $|\Sigma|$ é o determinante da matriz de covariância dos resíduos. Maximizar esta função fornece estimativas dos parâmetros c , A_i e Σ .

Vantagens e Limitações

Vantagens:

- Permite modelar a interação dinâmica entre múltiplas séries temporais.
- Simplicidade na estimação e interpretação dos parâmetros.

Limitações:

- Requer um número relativamente grande de observações para obter estimativas precisas.
- Pode ser sensível à escolha da ordem do modelo p .
- Não lida diretamente com variáveis que são integradas ou cointegradas (necessitando de abordagens adicionais como o modelo VAR em diferenças ou o modelo VECM para séries cointegradas).

Causalidade de Toda e Yamamoto

O teste de causalidade de Toda e Yamamoto (1995), é uma metodologia robusta para verificar relações de causalidade entre séries temporais que são integradas ou mesmo cointegradas, de diferentes ordens. Este teste é particularmente útil porque supera algumas das limitações dos

testes tradicionais de causalidade de Granger em contextos onde as séries possuem propriedades de integração distintas. Sua formulação estatística e matemática segue os seguintes passos:

1. **Determinação da Ordem de Integração:** Primeiro, determina-se a ordem de integração d das séries temporais. Para séries $I(1)$, por exemplo, elas são primeiramente diferenciadas para se tornarem estacionárias.
2. **Estimação do Modelo VAR:** Em seguida, um modelo vetor autoregressivo (VAR) é estimado considerando a ordem máxima p determinada por critérios como AIC ou BIC. O modelo tem a forma:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

onde Y_t representa os vetores das séries no tempo t e Φ_i são matrizes de coeficientes.

3. **Inclusão de Ordem Adicional:** O truque principal do teste de Toda e Yamamoto é adicionar d termos adicionais no modelo VAR, onde d é a ordem máxima de integração das séries. O modelo expandido é:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_{p+d} Y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

4. **Teste de Hipóteses:** O teste de hipóteses é realizado nos primeiros p coeficientes. Essa abordagem assegura que a análise não é afetada pela possibilidade de séries integradas de ordem superior, sendo testada a significância dos coeficientes.
5. **Decisão de Causalidade:** Se os coeficientes são estatisticamente significativos, conclui-se que existe causalidade da variável independente para a dependente.

Vantagens e Limitações

- **Robustez:** O teste pode ser aplicado mesmo que as séries sejam não-estacionárias, contanto que a ordem de integração seja conhecida.
- **Flexibilidade:** Funciona bem em contextos onde as séries podem ter diferentes ordens de integração.
- **Dependência de Modelos Corretos:** A precisão dos resultados depende fortemente da correta especificação do modelo VAR, incluindo a ordem do atraso.

Este teste é amplamente utilizado em econometria e análise financeira, permitindo que pesquisadores e analistas testem relações dinâmicas entre séries temporais em diversos contextos.

Modelos Econométricos Multiplicativos

Um modelo econométrico multiplicativo é uma ferramenta útil em análises onde se espera que as relações entre variáveis não sejam meramente aditivas, mas interativas, de modo que o efeito de uma variável sobre a variável dependente seja proporcional ao nível de outra variável (AIKEN et al., 1991). Este tipo de modelo é comumente usado em situações onde as variáveis são interdependentes e a multiplicação das mesmas fornece uma medida mais realista de seu efeito combinado.

Após a fase de coleta e padronização dos dados, compondo-se as séries temporais de interesse para cada país ou bloco de países, será inserida a modelagem econométrica que verificará estatisticamente se o crescimento econômico é influenciado pela inflação ou mesmo é causado, sendo incluída também a variável desemprego para enriquecer a análise, conforme proposta do próprio tema. Na modelagem proposta, são utilizadas primordialmente análises auto-regressivas, de médias móveis (inclusive, integradas) e testes de causalidade, além de uma avaliação preliminar por meio de correlação. O processamento dos dados e o modelo utilizado será de melhor compreensão no tópico 5 desta pesquisa, denominado "Análise econométrica e resultados obtido".

RStudio

O software escolhido para a aplicação das técnicas econométricas foi o RStudio. Este ambiente de desenvolvimento integrado (IDE) para a linguagem R oferece uma vasta gama de funcionalidades

que facilitam a análise de dados, modelagem econométrica, visualização gráfica e reprodutibilidade dos resultados. Com sua interface intuitiva e uma extensa biblioteca de pacotes específicos para econometria, como `vars` para modelos VAR, RStudio se destaca como uma ferramenta poderosa e eficiente para a realização de análises econométricas complexas.

4.4 Panorama Econômico, Modelagem aplicada e Base de dados

Esta seção apresenta uma análise detalhada do panorama econômico de três importantes regiões econômicas: Brasil, Estados Unidos da América (EUA) e Zona do Euro, ao longo do período de 2013 a 2023. Esta análise tem como objetivo fornecer uma compreensão abrangente das dinâmicas econômicas que moldaram cada uma dessas regiões, considerando fatores como crescimento econômico, desemprego, inflação e outras variáveis macroeconômicas relevantes.

O período em análise abrange eventos econômicos e políticos significativos, incluindo a recuperação econômica global após a crise financeira de 2008, a desaceleração econômica na década de 2010, a pandemia de COVID-19 e suas consequências econômicas, bem como os esforços subsequentes de recuperação. Esses eventos tiveram impactos diversos sobre as economias do Brasil, EUA e Zona do Euro, influenciando suas trajetórias de crescimento, níveis de desemprego e taxas de inflação, entre outros indicadores econômicos.

A base de dados utilizada para esta análise inclui uma variedade de fontes relevantes, a serem apresentadas, de forma que os dados foram coletados e analisados para garantir a precisão e a consistência das informações apresentadas.

4.4.1 Panorama Econômico de Brasil, EUA e Zona do Euro, de 2013 a 2023

O Brasil enfrentou uma década marcada por volatilidade econômica. Após um crescimento modesto nos primeiros anos, o país entrou em uma profunda recessão em 2015-2016, em meio a uma crise política, além da queda nos preços das commodities, essenciais para sua economia. A recuperação começou em 2017, mas foi interrompida pela pandemia de COVID-19 em 2020, que provocou uma contração significativa do PIB. Em 2021 e 2022, a economia brasileira começou a mostrar sinais de recuperação, impulsionada por estímulos fiscais e pela recuperação da demanda global por commodities. No entanto, a inflação voltou a ser um problema persistente, atingindo picos durante as crises econômicas e influenciada por problemas nas cadeias de suprimentos globais e aumentos nos preços das commodities.

Já nos EUA, o período de 2013 a 2023 foi caracterizado por um crescimento econômico estável, com uma média de cerca de 2-3% ao ano até 2019. A crise causada pela COVID-19 em 2020 resultou em uma contração severa do PIB, seguida por uma rápida recuperação em 2021, graças aos amplos pacotes de estímulo fiscal e monetário implementados pelo governo. A recuperação continuou em 2022 e 2023, embora em um ritmo mais moderado devido à inflação alta e outros desafios econômicos. A inflação nos EUA manteve-se baixa e estável na maior parte do período, mas subiu significativamente em 2021 e 2022, devido a fatores como interrupções na cadeia de suprimentos e forte demanda.

A Zona do Euro, composta por diversos países com diferentes níveis de desenvolvimento econômico, também experimentou um crescimento econômico moderado após a crise da dívida soberana europeia. A recuperação foi interrompida em 2020 pela pandemia de COVID-19, que causou uma contração econômica severa. Em 2021 e 2022, a Zona do Euro viu uma recuperação robusta, suportada por políticas fiscais expansivas e programas de vacinação. No entanto, a guerra na Ucrânia em 2022 trouxe novos desafios, com sanções à Rússia impactando a economia europeia. A inflação na Zona do Euro permaneceu relativamente baixa até 2021, mas aumentou em 2022 e 2023, impulsionada por aumentos nos preços da energia e alimentos, bem como problemas nas cadeias de suprimentos.

Esses períodos de recuperação e crise econômica ressaltam a importância de políticas econômicas flexíveis e adaptativas para mitigar os impactos das crises globais. As economias do Brasil, EUA e Zona do Euro mostraram resiliência ao enfrentarem desafios únicos, ajustando suas políticas monetárias e fiscais para promover a estabilidade econômica.

4.4.2 Modelagem

Com base no disposto na subseção 2.5 ("Modelos Econométricos Multiplicativos"), será criada uma variável chamada "RAZAO", a qual receberá como informação em cada período a razão (divisão) da inflação acumulada de doze meses e o nível de desemprego, para cada país ou bloco de países em análise, partindo-se da premissa a ser comprovada de que PIB (GDP) e Inflação possuem uma relação positiva e de que, conforme postulado pela Lei de Okun, PIB e desemprego possuem relação inversa. Desta forma, "RAZAO" compõe os efeitos combinados das variáveis Inflação e Desemprego.

Preliminarmente, a Correlação de Pearson auxiliará na identificação de eventual relação entre as variáveis, nada ainda podendo ser afirmado em relação à causalidade.

A modelagem aplicada ao estudo, de fato, será a verificação de causalidade entre "INFLAÇÃO" ou "RAZAO" e "PIB" ("GDP"), por meio do Teste de causalidade de Toda e Yamamoto, introduzido na Seção 2.4, nos seguintes países/blocos de países:

- Brasil
- EUA
- Zona do Euro

O software utilizado para tratamento econométrico da base de dados no estudo é o R, por meio do "R Studio".

Como análise de resultados, será explicitada a verificação da significância estatística do teste para cada país/bloco de países, momento em que serão obtidas informações determinantes à conclusão do estudo, as quais ratificarão ou não, também, de forma empírica, as premissas iniciais propostas pela Lei de Okun e pela Curva de Philips.

4.4.3 Base de dados

Para a realização deste estudo, utilizamos uma base de dados abrangente que inclui informações macroeconômicas de três regiões distintas: Brasil, Estados Unidos e Zona do Euro. As variáveis selecionadas para cada país foram o Produto Interno Bruto (PIB) em milhões, o índice de inflação e a taxa de desemprego (%). Os dados são mensais e cobrem um período de 10 anos, de 2013 a 2023.

Dados econômicos do BRASIL

Observa-se que o PIB apresentou um crescimento consistente, passando de R\$ 1.241.614 milhões em março de 2013 para R\$ 2.831.340 milhões em dezembro de 2023. Este aumento reflete um crescimento econômico geral, apesar de algumas flutuações ao longo do período, especialmente durante crises econômicas e políticas (Tabela 4.4).

Tabela 4.4: Dados Econômicos (BRASIL)

Data	PIB (Milhões de R\$)	Inflação Index	Desemprego (%)
mar/13	1.241.614,00	3672,42	8,1
jun/13	1.322.580,00	3715,92	7,5
set/13	1.354.134,00	3738,99	7
dez/13	1.413.291,00	3815,39	6,3
mar/14	1.385.981,00	3898,38	7,2

Data	PIB (Milhões de R\$)	Inflação Index	Desemprego (%)
jun/14	1.422.322,00	3958,32	6,9
set/14	1.462.125,00	3991,24	6,9
dez/14	1.508.525,00	4059,86	6,6
mar/15	1.456.659,00	4215,26	8
jun/15	1.479.970,00	4310,39	8,4
set/15	1.508.228,00	4370,12	9
dez/15	1.550.930,00	4493,17	9,1
mar/16	1.500.299,00	4610,92	11,1
jun/16	1.559.050,00	4691,59	11,4
set/16	1.577.170,00	4740,53	11,9
dez/16	1.632.808,00	4775,70	12,2
mar/17	1.585.673,00	4821,69	13,9
jun/17	1.630.730,00	4832,27	13,1
set/17	1.648.635,00	4860,83	12,5
dez/17	1.720.441,00	4916,46	11,9
mar/18	1.682.083,00	4950,95	13,2
jun/18	1.734.099,00	5044,46	12,6
set/18	1.767.856,00	5080,83	12
dez/18	1.820.103,00	5100,61	11,7
mar/19	1.757.554,00	5177,47	12,8
jun/19	1.826.761,00	5214,27	12,1
set/19	1.880.610,00	5227,84	11,9
dez/19	1.924.206,00	5320,25	11,1
mar/20	1.868.095,00	5348,49	12,4
jun/20	1.752.724,00	5325,46	13,6
set/20	1.929.323,00	5391,75	14,9
dez/20	2.059.455,00	5560,59	14,2
mar/21	2.156.670,00	5674,72	14,9
jun/21	2.203.639,00	5769,98	14,2
set/21	2.295.851,00	5944,21	12,6
dez/21	2.355.982,00	6120,04	11,1
mar/22	2.319.528,00	6315,93	11,1
jun/22	2.517.481,00	6455,85	9,3
set/22	2.601.182,00	6370,34	8,7
dez/22	2.641.485,00	6474,09	7,9
mar/23	2.582.706,00	6609,67	8,8
jun/23	2.701.105,00	6659,95	8
set/23	2.740.961,00	6700,66	7,7

dez/23	2.831.340,00	6773,27	7,4
--------	--------------	---------	-----

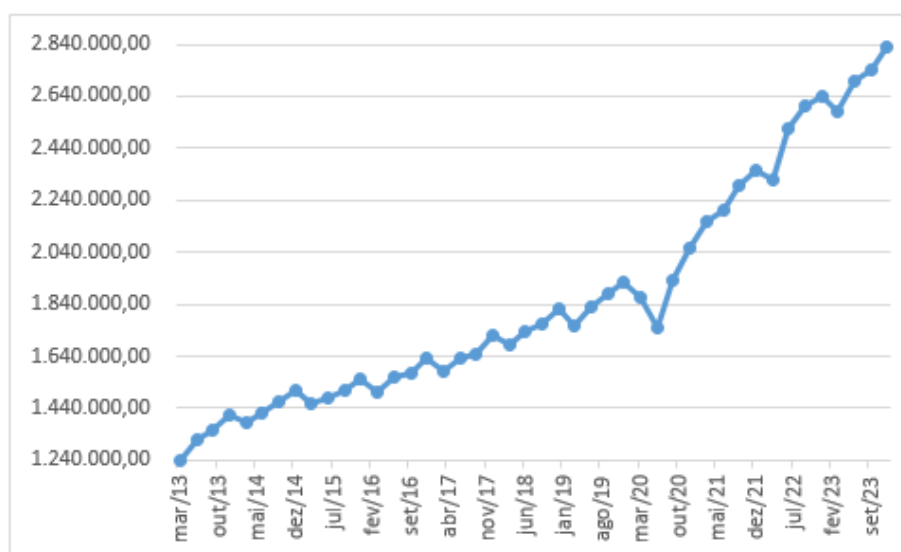
Fonte: Bloomberg

Como pode ser visto na Tabela 4.4, a inflação, medida pelo índice de preços, também mostrou uma trajetória ascendente, começando em 3.672,42 em março de 2013 e atingindo 6.773,27 em dezembro de 2023. Este aumento contínuo indica pressões inflacionárias persistentes na economia brasileira. A taxa de desemprego, por sua vez, apresentou variações mais acentuadas. Inicialmente, a taxa de desemprego caiu de 8,1% em março de 2013 para 6,3% em dezembro de 2013, refletindo um período de melhoria no mercado de trabalho. No entanto, a partir de 2015, a taxa de desemprego começou a subir, atingindo um pico de 14,9% em março de 2021 devido à recessão econômica e aos impactos da pandemia de COVID-19. A partir de 2021, a taxa de desemprego começou a diminuir gradualmente, chegando a 7,4% em dezembro de 2023, mostrando uma recuperação gradual do mercado de trabalho no país.

Nas figuras 4.3, 4.4 e 4.5 é possível observar a disposição gráfica dos dados constantes da Tabela 4.4, referentes ao Brasil, quais sejam: PIB, inflação e desemprego. O PIB, como citado, apresentou uma tendência crescente de 2013 a 2023, sofrendo certo grau de oscilação a menor no período da pandemia do COVID-19; o índice de inflação se comportou da mesma forma. Já o desemprego apresentou um período de crescimento, entre 2013 e 2017, certa estabilidade até 2021, com posterior decréscimo.

Já as tabelas 4.5 4.6 e 4.7 refletem as estatísticas descritivas das séries temporais correspondentes a cada variável observada, no período de 2013 a 2023, com periodicidade trimestral. Tais estatísticas permitem uma avaliação quantitativa preliminar dos dados, permitindo análises de tendência central, percentual e de dispersão, além de inferências sobre o shape da distribuição de dados. Em resumo, o PIB variou de um mínimo de 1,24 a um máximo de 2,83 trilhões de Reais, tendo por mediana 1,74 e desvio padrão 0,44; já a inflação, de um índice de 3672,42 a 6773,27, tendo por mediana 5062,65 e por desvio padrão 910,36; quanto ao desemprego, este variou de 6,3 ao máximo de 14,9 p.p., tendo por mediana 11,1 e desvio padrão 2,6.

Figura 4.3: PIB (BRA) - Milhões de R\$



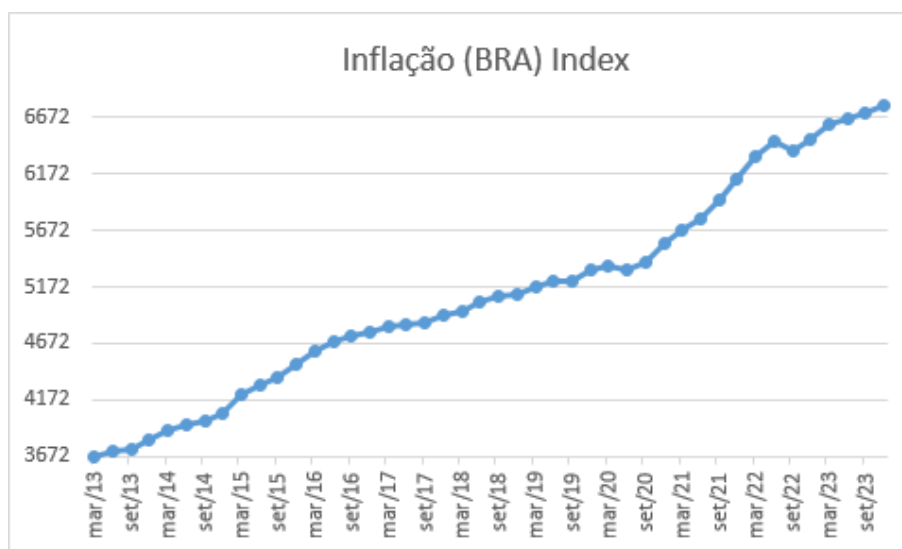
Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.5: PIB (BRA) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	1241614	1508451	1743412	2168412	2831340	1861636

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	195799846423	442492.8	0.7378196	-0.7152657

Figura 4.4: Inflação (BRA) Index



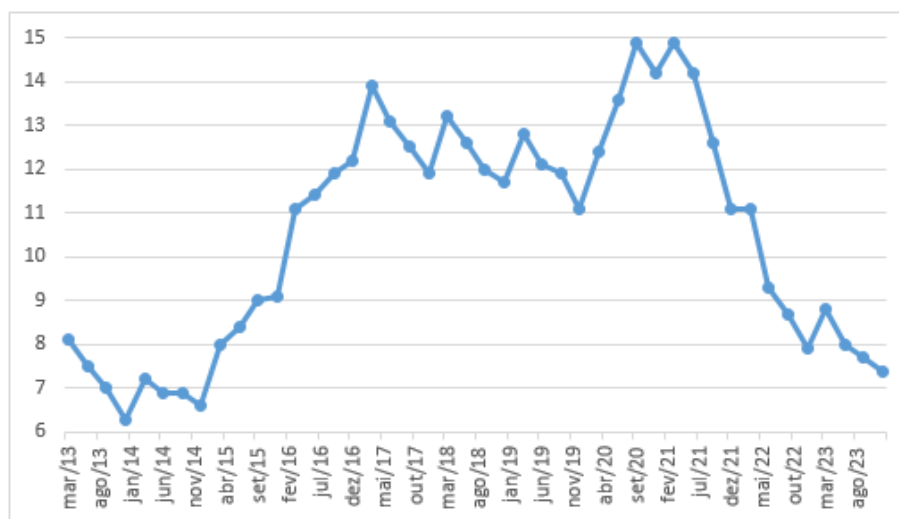
Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.6: Inflação (BRA) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	3672.42	4462.41	5062.65	5698.54	6773.27	5115.93

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	828749.24	910.36	0.24	-0.86

Figura 4.5: Desemprego (BRA) - Percentual



Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.7: Desemprego (BRA) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	6.3	8	11.1	12.525	14.9	10.52727

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	6.740634	2.596273	-0.06620537	-1.413165

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser visto na Tabela 4.8, O PIB dos EUA mostrou um crescimento robusto, passando de US\$ 16.648,19 bilhões em março de 2013 para US\$ 27.957 bilhões em dezembro de 2023.

A inflação nos EUA apresentou variações consideráveis ao longo do período. Inicialmente, a inflação estava em 1,5% em março de 2013, com flutuações ao longo dos anos, atingindo um pico de 9,1% em junho de 2022. Este aumento acentuado é atribuído alguns fatores, incluindo políticas monetárias expansivas, interrupções na cadeia de suprimentos e aumentos nos preços de commodities. Após o pico, a inflação começou a diminuir, chegando a 3,4% em dezembro de 2023, indicando esforços bem-sucedidos de controle inflacionário.

A taxa de desemprego nos EUA também apresentou uma trajetória interessante. Em março de 2013, a taxa de desemprego era de 7,5%, refletindo os efeitos remanescentes da crise financeira de 2008. A taxa de desemprego gradualmente diminuiu, atingindo 3,5% em dezembro de 2019, antes de subir drasticamente para 11,0% em junho de 2020 devido à pandemia de COVID-19. Desde então, a taxa de desemprego tem diminuído consistentemente, chegando a 3,7% em dezembro de 2023, indicando uma recuperação significativa do mercado de trabalho americano (Tabela 4.8).

Nas figuras 4.6, 4.7 e 4.8 é possível observar a disposição gráfica dos dados constantes da Tabela 4.8, referentes aos EUA, quais sejam: GDP, inflação e desemprego. O GDP, como citado, apresentou uma tendência crescente de 2013 a 2023, sofrendo certo grau de oscilação a menor no

período da pandemia do COVID-19; o índice de inflação se comportou de forma estável até o ano de 2021, momento em que os preços vertiginosamente aumentaram por conta dos maléficis efeitos econômicos da pandemia. A partir de 2022 os preços entraram em viés de queda e se estabilizaram em patamar superior ao histórico pré-pandemia. Já o desemprego apresentou um perfil decrescente de 2013 a 2019, experimentando um alto grau no período da pandemia, mas rapidamente retornando a patamares baixos, próximos de 3,5 p.p..

Já as tabelas 4.9, 4.10 e 4.11 refletem as estatísticas descritivas das séries temporais correspondentes a cada variável observada, no período de 2013 a 2023, com periodicidade trimestral. Tais estatísticas permitem uma avaliação quantitativa preliminar dos dados, permitindo análises de tendência central, percentual e de dispersão, além de inferências sobre o shape da distribuição de dados. Em resumo, o GDP variou de um mínimo de 16,65 a um máximo de 27,96 trilhões de Dólares, tendo por mediana 20,45 e desvio padrão 3,27; já a inflação, de um índice de -0,1 a 9,1, tendo por mediana 1,9 e por desvio padrão 2,26; quanto ao desemprego, este variou de 3,5 ao máximo de 11, tendo por mediana 4,55 e desvio padrão 1,56.

Dados econômicos dos EUA

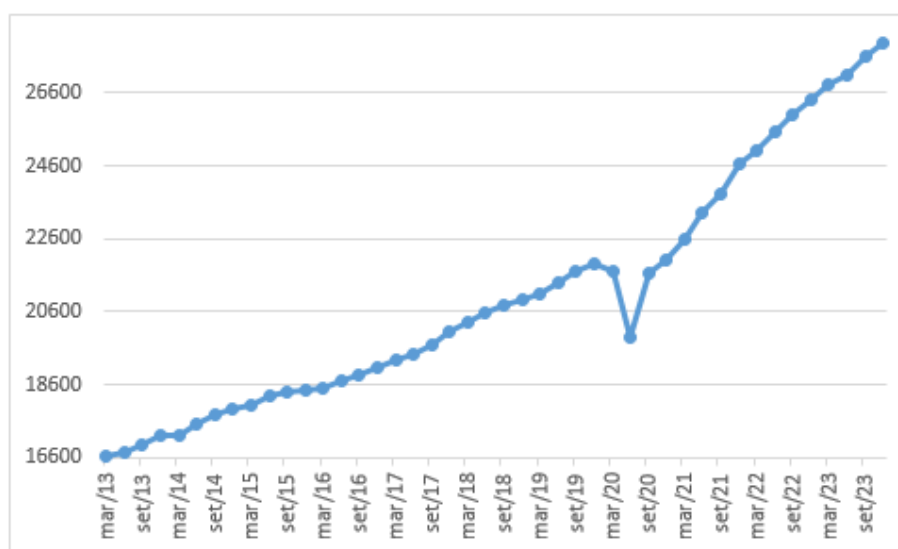
Tabela 4.8: Dados Econômicos (EUA)

Data	PIB (Bilhões de US\$)	Inflação (%)	Desemprego (%)
mar/13	16648,19	1,5	7,5
jun/13	16728,69	1,8	7,5
set/13	16953,84	1,2	7,2
dez/13	17192,02	1,5	6,7
mar/14	17197,74	1,5	6,7
jun/14	17518,51	2,1	6,1
set/14	17804,23	1,7	5,9
dez/14	17912,08	0,8	5,6
mar/15	18063,53	-0,1	5,4
jun/15	18279,78	0,1	5,3
set/15	18401,63	0,01	5,0
dez/15	18435,14	0,7	5,0
mar/16	18525,93	0,9	5,0
jun/16	18711,7	1,0	4,9
set/16	18892,64	1,5	5,0
dez/16	19089,38	2,1	4,7
mar/17	19280,08	2,4	4,4
jun/17	19438,64	1,6	4,3
set/17	19692,6	2,2	4,3
dez/17	20037,09	2,1	4,1
mar/18	20328,55	2,4	4,0
jun/18	20580,91	2,9	4,0
set/18	20798,73	2,3	3,7
dez/18	20917,87	1,9	3,9
mar/19	21104,13	1,9	3,8

Data	PIB (Bilhões de US\$)	Inflação (%)	Desemprego (%)
jun/19	21384,78	1,6	3,6
set/19	21694,28	1,7	3,5
dez/19	21902,39	2,3	3,6
mar/20	21706,51	1,5	4,4
jun/20	19913,14	0,6	11,0
set/20	21647,64	1,4	7,8
dez/20	22024,5	1,4	6,7
mar/21	22600,19	2,6	6,1
jun/21	23292,36	5,4	5,9
set/21	23828,97	5,4	4,7
dez/21	24654,6	7,0	3,9
mar/22	25029,12	8,5	3,6
jun/22	25544,27	9,1	3,6
set/22	25994,64	8,2	3,5
dez/22	26408,4	6,5	3,5
mar/23	26813,6	5,0	3,5
jun/23	27063,01	3,0	3,6
set/23	27610,13	3,7	3,8
dez/23	27957	3,4	3,7

Fonte: Bloomberg

Figura 4.6: GDP (EUA) - Bilhões de US\$



Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.9: GDP (EUA) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	16648.19	18426.76	20454.73	22773.23	27957	21036.44

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	10682376	3268.39	0.6178106	-0.7878356

Figura 4.7: Inflação (EUA) - Percentual



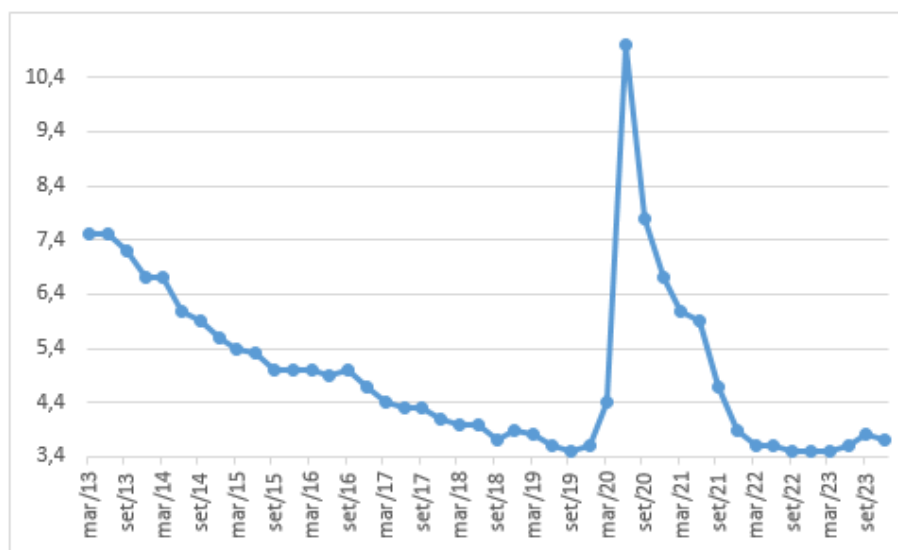
Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.10: Inflação (EUA) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	-0.1	1.475	1.9	2.925	9.1	2.643409

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	5.123144	2.263436	1.43211	1.179274

Figura 4.8: Desemprego (EUA) - Percentual



Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.11: Desemprego (EUA) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média	Variância
Valores	3.5	3.775	4.55	5.9	11	5	2.48093

	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	1.575097	1.496937	2.701683

Dados econômicos da ZONA DO EURO

O PIB da Zona do Euro apresentou um crescimento contínuo, passando de € 2.473.882,6 milhões em março de 2013 para € 3.650.900,3 milhões em dezembro de 2023. Este crescimento reflete uma recuperação econômica gradual após a crise financeira europeia e uma expansão econômica sustentada, apesar de alguns períodos de desaceleração, como observado durante a pandemia de COVID-19 em 2020, (Tabela 4.12).

A inflação na Zona do Euro mostrou variações significativas ao longo do período. Inicialmente, a inflação estava em 1,7% em março de 2013, com flutuações ao longo dos anos, atingindo um pico de 9,9% em setembro de 2022. Após o pico, a inflação começou a diminuir, chegando a 2,9% em dezembro de 2023, indicando esforços bem-sucedidos de controle inflacionário por parte do Banco Central Europeu, como pode ser visto na Tabela 4.12. A taxa de desemprego na Zona do Euro também apresentou uma trajetória interessante. Em março de 2013, a taxa de desemprego era de 12,2%, refletindo os efeitos da crise financeira europeia. A taxa de desemprego gradualmente diminuiu, atingindo 7,5% em dezembro de 2019, antes de subir para 8,6% em setembro de 2020 devido à pandemia de COVID-19. Desde então, a taxa de desemprego tem diminuído consistentemente, chegando a 6,5% em dezembro de 2023.

Nas figuras 4.9, 4.10 e 4.11 é possível observar a disposição gráfica dos dados constantes da Tabela 4.8, referentes à Zona do Euro, quais sejam: GDP, inflação e desemprego. O GDP, como

citado, apresentou uma tendência crescente de 2013 a 2023, sofrendo certo grau de oscilação a menor no período da pandemia do COVID-19; o índice de inflação se comportou de forma estável até o ano de 2021, momento em que os preços vertiginosamente aumentaram por conta dos maléficis efeitos econômicos da pandemia. A partir de 2022 os preços entraram em viés de queda e se estabilizaram em patamar superior ao histórico pré-pandemia. Já o desemprego apresentou um perfil decrescente de 2013 a 2020, experimentando uma elevação bem mais diserta se comparada aos EUA, no período da pandemia, mas rapidamente retornando a patamares baixos, próximos de 6,5 p.p..

Já as tabelas 4.13, 4.14 e 4.15 refletem as estatísticas descritivas das séries temporais correspondentes a cada variável observada, no período de 2013 a 2023, com periodicidade trimestral. Tais estatísticas permitem uma avaliação quantitativa preliminar dos dados, permitindo análises de tendência central, percentual e de dispersão, além de inferências sobre o shape da distribuição de dados. Em resumo, o GDP variou de um mínimo de 2,47 a um máximo de 3,65 trilhões de Euros, tendo por mediana 2,89 e desvio padrão 0,33; já a inflação, de um índice de -0,3 a 9,9, tendo por mediana 1,3 e por desvio padrão 2,64; quanto ao desemprego, este variou de 6,5 ao máximo de 12,2, tendo por mediana 8,35 e desvio padrão 1,91.

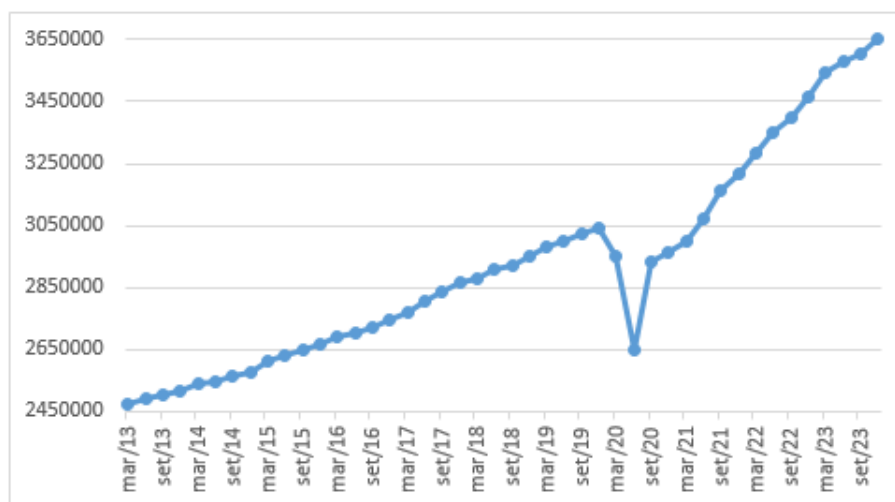
Tabela 4.12: Dados Econômicos (Zona do Euro)

Data	PIB (Milhões de €)	Inflação (%)	Desemprego (%)
mar/13	2473882,6	1,7	12,2
jun/13	2494416,4	1,6	12,2
set/13	2505205,5	1,1	12,1
dez/13	2513802,7	0,8	12,0
mar/14	2537506,9	0,5	11,9
jun/14	2545212,7	0,5	11,6
set/14	2561331,1	0,3	11,6
dez/14	2577775,6	-0,2	11,5
mar/15	2609972,0	-0,1	11,3
jun/15	2631597,7	0,5	11,1
set/15	2651085,8	0,2	10,7
dez/15	2667963,2	0,3	10,6
mar/16	2689411,0	0,01	10,3
jun/16	2700639,3	0,01	10,2
set/16	2719655,9	0,4	9,9
dez/16	2744379,4	1,1	9,7
mar/17	2772338,7	1,5	9,5
jun/17	2806712,9	1,3	9,1
set/17	2833965,1	1,6	8,9
dez/17	2867939,4	1,3	8,7
mar/18	2880116,9	1,4	8,5
jun/18	2906257,8	2,0	8,2
set/18	2918055,9	2,1	8,0
dez/18	2951731,0	1,5	7,9

Data	PIB (Milhões de €)	Inflação (%)	Desemprego (%)
mar/19	2982359,0	1,4	7,7
jun/19	3002356,9	1,3	7,5
set/19	3022111,0	0,8	7,4
dez/19	3042224,2	1,3	7,5
mar/20	2953012,9	0,7	7,2
jun/20	2651664,0	0,3	8,1
set/20	2935310,9	-0,3	8,6
dez/20	2961684,5	-0,3	8,2
mar/21	3000187,7	1,3	8,2
jun/21	3070791,4	1,9	7,9
set/21	3165434,2	3,4	7,4
dez/21	3216454,7	5,0	7,0
mar/22	3282878,2	7,4	6,8
jun/22	3347184,4	8,6	6,8
set/22	3396690,0	9,9	6,7
dez/22	3465265,4	9,2	6,7
mar/23	3540428,2	6,9	6,6
jun/23	3580726,9	5,5	6,5
set/23	3602660,3	4,3	6,6
dez/23	3650900,3	2,9	6,5

Fonte: Bloomberg

Figura 4.9: GDP (ZE) - Milhões de Euros



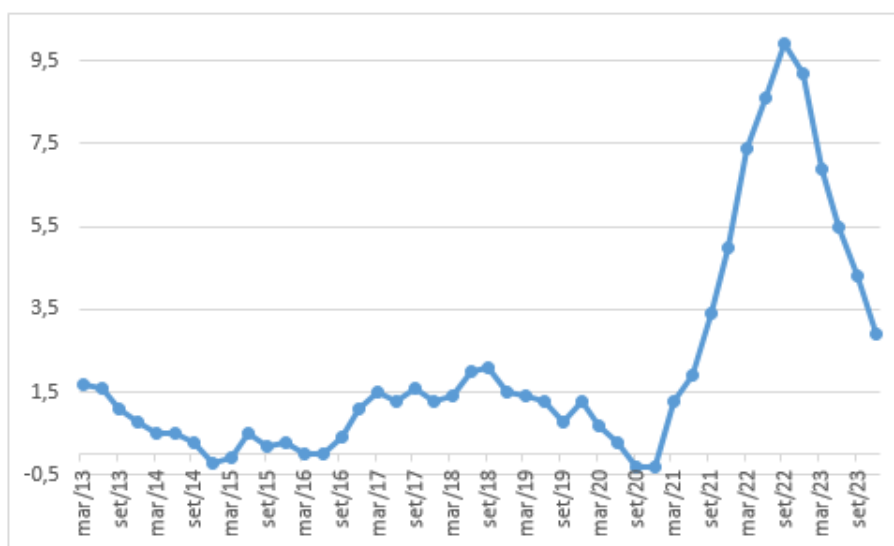
Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.13: GDP (ZE) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	2473883	2651519	2893187	3049366	3650900	2918893

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	110080199713	331783.4	0.6514875	-0.5832366

Figura 4.10: Inflação (ZE) - Percentual



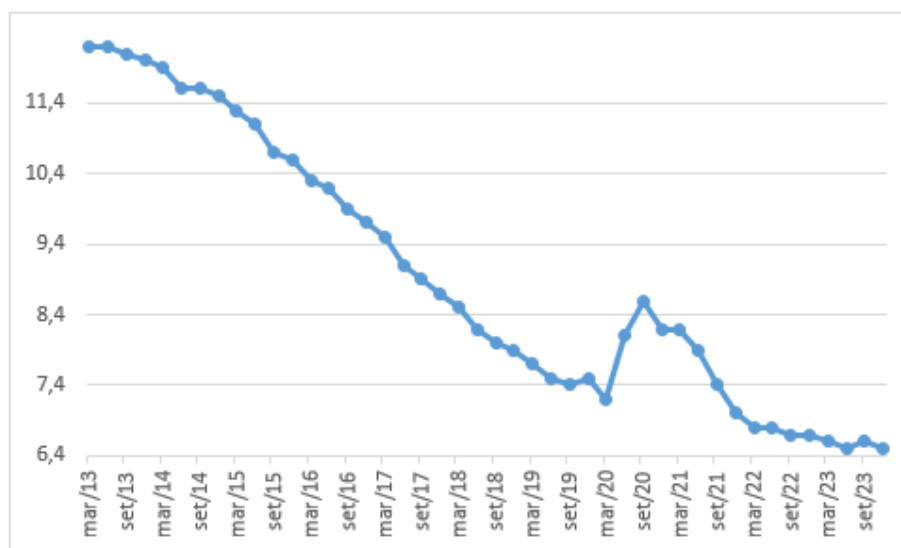
Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.14: Inflação (ZE) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	-0.3	0.475	1.3	2.025	9.9	2.111818

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	6.95349	2.636947	1.623223	1.587417

Figura 4.11: Desemprego (ZE) - Percentual



Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.15: Desemprego (ZE) - Estatísticas Descritivas

	Mínimo	Quantil 25%	Mediana	Quantil 75%	Máximo	Média
Valores	6.5	7.4	8.35	10.625	12.2	8.945455

	Variância	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose
Valores	3.638816	1.907568	0.3831525	-1.316156

4.5 Análise Econométrica e Resultados obtidos

4.5.1 Avaliação preliminar - Correlação de Pearson

Cabe ressaltar que as Correlações de Pearson, para o Brasil, apresentaram resultados mais correspondentes aos esperados quando analisada a evolução percentual das variáveis para um mesmo período trimestral em vez de os valores nominais, nas análises: "PIB x Desemprego", "PIB x Inflação" e "PIB x RAZAO". Para os EUA, o mesmo foi verdadeiro apenas para a análise "GDP x Desemprego". Para a Zona do Euro, os valores nominais foram suficientes para representar os resultados esperados. Desta forma, nessas análises específicas para Brasil e EUA, por meio da modelagem de causalidade que se seguirá, foram utilizadas as séries de evolução percentual em vez de a de valores nominais.

Tabela 4.16: Correlações de Pearson

	Brasil	EUA	Zona do Euro
Lei de Okun (PIB x Desemprego)	-0,471140648	-0,758142946	-0,903781186
Curva de Philips (Inflação x Desemprego)	0,239564367	-0,436605993	-0,611262642
PIB x Inflação	0,97347638	0,732136676	0,756592649
PIB x RAZAO	0,639958177	0,76023567	0,781922076

Fonte: Elaboração própria

A partir dos dados apresentados, podemos chegar às seguintes conclusões preliminares:

A **Lei de Okun** explora a relação entre o PIB e o desemprego. No Brasil, a correlação negativa de -0,471140648 indica uma relação inversa, como esperado, mas essa correlação é relativamente fraca. Nos EUA, a correlação é mais forte, com um valor de -0,758142946, sugerindo uma relação mais significativa. A Zona do Euro apresenta a correlação mais forte entre as três regiões, com um valor de -0,903781186, confirmando de forma robusta o postulado pela Lei de Okun.

A **Curva de Phillips** analisa a relação entre inflação e desemprego. No Brasil, há uma correlação positiva de 0,239564367, indicando uma relação direta, embora fraca. Nos EUA, a correlação é de -0,436605993, mostrando uma relação inversa moderada. Na Zona do Euro, a correlação é a mais forte, com -0,611262642, sugerindo uma relação inversa mais pronunciada.

Em relação à **PIB e Inflação**, o Brasil mostra uma correlação positiva muito forte de 0,97347638, indicando que o crescimento econômico está fortemente associado ao aumento da inflação. Nos EUA, a correlação é de 0,732136676, e na Zona do Euro, é de 0,756592649, ambas também indicando uma associação positiva.

Por fim, na análise de **PIB e RAZAO**, o Brasil apresenta uma correlação positiva de 0,639958177, sugerindo uma relação entre crescimento econômico e a razão. Nos EUA, a correlação é ligeiramente mais alta, com 0,76023567, enquanto na Zona do Euro, é a mais alta de todas, com 0,781922076.

Desta forma, conclui-se que a **Lei de Okun** é mais evidente na Zona do Euro, com uma relação mais fraca no Brasil. A **Curva de Phillips** mostra uma relação inversa nos EUA e na Zona do Euro, enquanto o Brasil apresenta uma correlação direta. Todas as regiões têm uma correlação positiva entre **PIB e Inflação**, sendo mais forte no Brasil. A relação entre **PIB e RAZAO** é positiva em todas as regiões, com a Zona do Euro apresentando a correlação mais forte.

A análise das correlações de Pearson indica que o uso da variável "RAZAO" (Inflação combinada ao desemprego de forma multiplicativa) foi uma boa escolha do ponto de vista estatístico, mostrando correlações fortes e positivas com o PIB em todas as regiões analisadas, em valores ligeiramente maiores que a Inflação, somente. No entanto, é importante notar que correlação não implica causalidade. Portanto, embora a variável "RAZAO" apresente uma associação positiva com o crescimento econômico, mais investigações são necessárias para estabelecer qualquer relação causal definitiva.

Essa análise mostra que, embora as relações entre as variáveis econômicas variem em força entre as regiões, os postulados teóricos da Lei de Okun e da Curva de Phillips são observados na amostra atual. A Zona do Euro tende a mostrar relações mais fortes entre as variáveis econômicas comparadas aos EUA e Brasil, exceto em relação ao PIB e a Inflação brasileira.

4.5.2 Teste de causalidade e Resultados obtidos

O Teste de Causalidade de Toda e Yamamoto, descrito no subitem 3.5.3. da Metodologia, lança mão de uma modelagem VAR, esta descrita também na Metodologia, em seu subitem 3.5.2.

Tabela 4.17: Causalidade de Toda e Yamamoto - BRASIL

Hipótese	p-valor do Teste de Causalidade
Desemprego causa PIB	0,3793
Desemprego causa Inflação	0,8328
Inflação causa PIB	0,000271
RAZÃO causa PIB	0,4127

Nota: p-valor < 0,05: Rejeita H0 (Não causalidade)

Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.18: Causalidade de Toda e Yamamoto - EUA

Hipótese	p-valor do Teste de Causalidade
Desemprego causa PIB	0,09853
Desemprego causa Inflação	0,005906
Inflação causa PIB	0,493
RAZÃO causa PIB	0,5624

Notas: p-valor < 0,05: Rejeita H0 (Não causalidade)

Adicionalmente, Desemprego nominal causa PIB nominal a 98% de confiança: p-valor = 0,01325; e PIB causa Inflação a 91% de confiança: p-valor = 0,08589.

Fonte: Elaboração própria

Tabela 4.19: Causalidade de Toda e Yamamoto - Zona do Euro

Hipótese	p-valor do Teste de Causalidade
Desemprego causa PIB	0,0967
Desemprego causa Inflação	1,58E-06
Inflação causa PIB	0,004291
RAZÃO causa PIB	0,0007542

Notas: p-valor < 0,05: Rejeita H0 (Não causalidade)

Adicionalmente, PIB também causa desemprego: p-valor = 0,0006013; PIB também causa Inflação: p-valor = 0,0007741; e PIB também causa RAZAO: p-valor = 0,0001018.

Fonte: Elaboração própria

Nesta seção, apresentamos os resultados dos testes de causalidade de Toda e Yamamoto aplicados aos dados econômicos do Brasil, dos EUA e da Zona do Euro. Esses testes são fundamentais para entender as relações de causa e efeito entre variáveis macroeconômicas, como PIB, inflação e desemprego. A seguir, detalhamos os resultados obtidos para cada região.

Para o Brasil, os resultados indicam que a inflação tem uma relação causal significativa com o PIB, com um p-valor de 0,000271, rejeitando a hipótese nula de não causalidade. Por outro

lado, o desemprego e a variável RAZÃO não apresentam causalidade significativa com o PIB ou a inflação, com p-valores de 0,3793 e 0,4127, respectivamente, não rejeitando a hipótese nula de não causalidade (Tabela 4.18).

Nos EUA, os resultados mostram que o desemprego tem uma relação causal significativa tanto com o PIB quanto com a inflação. O p-valor para a hipótese de que o desemprego causa o PIB é 0,09853, rejeitando a hipótese nula de não causalidade a um nível de confiança de 90%. Além disso, o desemprego causa a inflação com um p-valor de 0,005906, rejeitando a hipótese nula de não causalidade. A inflação, por outro lado, não mostra uma relação causal significativa com o PIB, com um p-valor de 0,493, não rejeitando a hipótese nula de não causalidade. Adicionalmente, os resultados indicam que o desemprego nominal causa o PIB nominal a 98% de confiança, com um p-valor de 0,01325, e que o PIB causa a inflação a 91% de confiança, com um p-valor de 0,08589 (Tabela 4.18).

Para a Zona do Euro, como pode ser visto na Tabela 4.19, os resultados indicam que há uma relação causal significativa entre todas as variáveis analisadas. O desemprego causa tanto o PIB quanto a inflação, com p-valores de 0,0967 e 1,58E-06, respectivamente, rejeitando a hipótese nula de não causalidade. A inflação também causa o PIB, com um p-valor de 0,004291, rejeitando a hipótese nula de não causalidade. Além disso, a variável RAZÃO causa o PIB, com um p-valor de 0,0007542, rejeitando a hipótese nula de não causalidade. Adicionalmente, os resultados mostram que o PIB também causa o desemprego, com um p-valor de 0,0006013, a inflação, com um p-valor de 0,0007741, e a variável RAZÃO, com um p-valor de 0,0001018.

4.5.3 Análise detalhada dos Resultados para os países

Brasil

No caso do Brasil, foi observado que a inflação causa o PIB. Os p-valores para as hipóteses testadas indicam que há uma relação de causalidade significativa entre a inflação e o crescimento econômico. No entanto, para o desemprego e a variável "RAZÃO", os p-valores foram superiores aos níveis de significância comuns, indicando que, para esta amostra, não há evidências de causalidade entre essas variáveis e o crescimento econômico e também a não evidência dos postulados da Lei de Okun e da Curva de Phillips.

EUA

Para os EUA, os resultados mostram que o desemprego causa o crescimento econômico a um nível de confiança de 90% (p-valor = 0,09853). Esta relação é ainda mais forte a um nível de 98% de confiança quando são testados os valores nominais e não a evolução percentual (p-valor = 0,01325), reforçando o postulado pela lei de Okun. Além disso, o desemprego também causa a inflação (p-valor = 0,005906). Não há evidências de que a inflação cause o crescimento econômico (p-valor = 0,493), mas o crescimento econômico causa a inflação a um nível de confiança de 91% (p-valor = 0,08589). Por fim, não há evidências de que a variável "RAZAO" cause o crescimento econômico, indicando que a associação conjunta entre inflação e desemprego não foi favorável para caracterizar uma eventual causalidade (p-valor = 0,5624).

Zona do Euro

Na Zona do Euro, os resultados são mais robustos. O desemprego causa o crescimento econômico a um nível de confiança de 90% (p-valor = 0,0967), reforçando o postulado pela Lei de Okun. O desemprego também causa a inflação com alta significância (p-valor = 1,58E-06), reforçando o postulado pela Curva de Phillips. A inflação causa o crescimento econômico (p-valor = 0,004291) e o crescimento econômico também causa a inflação (p-valor = 0,0007741). Além disso, a variável "RAZAO" causa o crescimento econômico (p-valor = 0,0007542), e o crescimento econômico também causa a "RAZAO" (p-valor = 0,0001018).

4.6 Conclusão

A inflação e o crescimento econômico são variáveis macroeconômicas importantes para entender como funciona a economia de um país ou bloco de países; eles também são indicadores importantes para orientar decisões estratégicas no setor privado e nas políticas públicas. O PIB (GDP) é uma medida do crescimento econômico, que indica quanto riqueza uma economia produz e gera. A inflação é uma medida de como os preços e o valor da moeda estão estáveis. Ao combinar essas variáveis, este estudo visa fazer uma análise mais precisa e detalhada do cenário econômico. Isso nos ajudou a entender melhor as estratégias que promovam o desenvolvimento equilibrado e sustentável. O estudo teve como objetivo verificar a relação de causalidade entre inflação e crescimento econômico, com o crescimento como variável dependente, considerando o desemprego na composição da variável "RAZAO".

Os resultados das análises de causalidade de Toda e Yamamoto mostraram que, no Brasil, há uma relação de causalidade significativa entre a inflação e o PIB. No entanto, não foram encontradas causalidades significativas entre o desemprego ou a variável "RAZÃO" e o crescimento econômico. Foi evidenciado também que não se confirmam os postulados da Lei de Okun e da Curva de Philips.

Nos EUA, foi identificado que o desemprego causa o crescimento econômico e a inflação, confirmando os postulados da Lei de Okun e da Curva de Philips, enquanto o crescimento também influencia a inflação.

Na Zona do Euro, foram observadas relações bidirecionais entre crescimento e inflação, e entre crescimento e a variável "RAZAO", além da causalidade entre desemprego e inflação e desemprego e crescimento, confirmando também os postulados da Lei de Okun e da Curva de Philips. Isso indica que, embora a variável RAZÃO tenha mostrado fortes correlações com GDP, sua capacidade de explicar o crescimento econômico através de causalidade só foi evidente na Zona do Euro.

Portanto, a variável "RAZAO", que combina os efeitos de inflação e desemprego, pode ser uma ferramenta útil para capturar as dinâmicas econômicas, especialmente em contextos onde há forte interdependência entre essas variáveis. No entanto, é necessário aprofundar a investigação para confirmar essas relações causais e explorar suas implicações políticas e econômicas.

Dadas as relações de causalidade significativas observadas entre a inflação e o PIB, exceto nos EUA, esta conclusão apresenta uma previsão econômica subjetiva para o crescimento econômico em vários cenários inflacionários.

Em um cenário de inflação baixa, o crescimento econômico tende a ser mais modesto. A estabilidade dos preços pode não proporcionar estímulos suficientes para impulsionar significativamente o PIB, resultando em um crescimento econômico contido. Num cenário de inflação moderada, observa-se um equilíbrio que pode favorecer um crescimento econômico mais robusto. Uma inflação moderada pode incentivar o consumo e o investimento, à medida que os agentes econômicos ajustam suas expectativas de preço, resultando em um ambiente propício para o crescimento do PIB.

Em um cenário de inflação alta, a relação positiva entre inflação e crescimento econômico torna-se mais evidente. A alta inflação pode estimular a economia a curto prazo, aumentando o PIB devido ao aumento dos gastos e investimentos na tentativa de antecipar maiores custos futuros. No entanto, é importante monitorar os efeitos de longo prazo, pois a inflação persistentemente alta pode levar a distorções econômicas.

Por fim, em um cenário de inflação muito alta, o crescimento econômico pode continuar a ser significativo, especialmente em ambientes onde a inflação impulsiona rapidamente os preços e incentiva o consumo imediato e os investimentos acelerados. Contudo, deve-se ter cautela, pois a inflação descontrolada pode eventualmente levar a desequilíbrios econômicos e crises financeiras.

Dessa forma, a análise dos diferentes cenários inflacionários reflete a observação de que um aumento na inflação está associado a um aumento no PIB. Políticas econômicas devem considerar esses efeitos para promover um crescimento sustentável, garantindo que a inflação seja gerida de

maneira a maximizar os benefícios econômicos sem comprometer a estabilidade a longo prazo.

Como estudo futuro, seria interessante incluir uma análise comparativa com outras economias emergentes e desenvolvidas, para verificar se os padrões observados se mantêm em diferentes contextos econômicos. Explorar a influência de políticas monetárias e fiscais sobre essas relações também pode fornecer insights valiosos sobre a eficácia dessas políticas em diferentes regiões. Seria interessante também considerar variáveis adicionais, como taxa de juros e investimentos, o que pode ajudar a construir um modelo mais compreensivo e robusto das interações econômicas.

Adicionalmente e por fim, o uso de modelos de inteligência artificial (IA), como redes neurais e máquinas de vetor de suporte, pode ser explorado para capturar comportamentos não lineares nas relações entre inflação, desemprego e crescimento econômico, além de outras eventuais variáveis de interesse, proporcionando uma perspectiva mais completa e detalhada das relações reais.

5. Políticas Fiscais em Foco



Políticas Fiscais em Foco: Análise do Impacto de Aumentos Tributários e Cortes de Despesas na Economia Brasileira

Jorge Luiz José da Cruz
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Os déficits governamentais ocorrem quando os gastos de um governo superam suas receitas em um determinado período. No Brasil, a gestão fiscal e a sustentabilidade dos déficits têm sido temas centrais no debate econômico, político e social. O país tem enfrentado desafios significativos nessa área, especialmente em períodos de recessão econômica, crises políticas e mudanças nos preços das commodities, que impactam diretamente as contas públicas e nacionais. A estabilidade macroeconômica, a confiança dos investidores e a capacidade de financiar políticas públicas dependem da sustentabilidade dos déficits governamentais. No entanto, há poucos estudos sobre esse tema no Brasil, levando em conta suas especificidades econômicas, sociais e políticas. Muitos estudos olham apenas para o curto prazo ou ignoram a complexa interação entre política fiscal, crescimento econômico, taxas de juros e dívida pública. O presente artigo tem como objetivo analisar a sustentabilidade dos déficits governamentais no Brasil, tendo como ênfase a sustentabilidade do déficit público brasileiro na última década, de forma a avaliar se o governo brasileiro adotou uma política fiscal sustentável nos últimos dez anos, ou seja, se conseguiu gerar superávits primários suficientes para cobrir os juros da dívida pública e evitar o rápido aumento do endividamento. Baseando-se em análises gráficas e testes formais de estacionariedade, o estudo revela não haver evidências a favor da sustentabilidade do déficit governamental, na última década. Adicionalmente, é importante destacar que a crise da Covid-19, que se estendeu de 2019 a 2021, pode ter afetado significativamente os resultados dos testes. A pandemia trouxe desafios econômicos sem precedentes, incluindo a necessidade de aumento dos gastos públicos para mitigar os impactos sociais e econômicos, o que pode ter exacerbado os déficits governamentais e influenciado a sustentabilidade fiscal durante esse período crítico. Os resultados deste estudo revelaram, por meio de análises gráficas qualitativas e quantitativas pelos testes formais de estacionariedade ADF, KPSS e PP, haver evidências de não estacionariedade da série Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) em proporção ao PIB e a valor presente.

5.1 Introdução

A sustentabilidade dos déficits governamentais é um assunto atual e relevante, especialmente durante crises econômicas e fiscais, como as ocorridas no Brasil, que "fizeram parte da rotina do setor público", notadamente com a crise cambial de 1998 (CAVALCANTE; NOGUEIRA, 2020). A estabilidade macroeconômica, a confiança dos agentes econômicos e o crescimento sustentável no longo prazo dependem de um equilíbrio das contas públicas.

Déficits persistentes podem levar a um aumento insustentável da dívida pública, resultando em maiores custos de financiamento e possíveis crises fiscais. A literatura econômica tem debatido extensivamente os determinantes e as consequências dos déficits governamentais, destacando a importância de políticas fiscais responsáveis para garantir a sustentabilidade fiscal.

No contexto brasileiro, a gestão fiscal tem sido desafiada por diversos fatores, incluindo recessões econômicas, crises políticas e flutuações nos preços das commodities. Estudos como os de Giambiagi, Alem et al. (2017) e de Holland et al. (2020) enfatizam a necessidade de reformas fiscais para garantir a sustentabilidade das finanças públicas no Brasil. Giambiagi, Alem et al. (2017) discutem a evolução da política fiscal brasileira e a importância de ajustes estruturais para manter a dívida pública em níveis sustentáveis. Holland et al. (2020), por sua vez, analisa a relação entre política fiscal e crescimento econômico, destacando os riscos associados a déficits persistentes e ao aumento da dívida pública.

Além disso, a crise da Covid-19, que se estendeu de 2019 a 2021, trouxe novos desafios para a sustentabilidade fiscal. A necessidade de aumentar os gastos públicos para mitigar os impactos sociais e econômicos da pandemia resultou em déficits significativos, exacerbando as preocupações com a sustentabilidade da dívida pública. As políticas fiscais implementadas, não obstante ter reduzido impactos negativos da pandemia sobre o crescimento econômico, produziu efeitos negativos sobre o resultado primário decorrente da abertura de créditos extraordinários como medidas de proteção social (ORAIR; SOARES, 2021).

A sustentabilidade dos déficits governamentais está centrada na avaliação de se o governo brasileiro adotou uma política fiscal sustentável, ou seja, se conseguiu gerar superávits primários suficientes para cobrir os juros da dívida pública e evitar o rápido aumento do endividamento. Baseando-se em análises gráficas e testes formais de estacionariedade, o estudo busca contribuir para o debate sobre a sustentabilidade fiscal no Brasil, oferecendo insights valiosos para formuladores de políticas e pesquisadores. Como destaca Loporini (2004), em seu artigo, de que a sustentabilidade exige não apenas déficits primários superando os juros da dívida, sendo também crucial a percepção do mercado sobre a capacidade de pagamento do governo e as expectativas de inflação.

Os dados são coletados do site do Banco Central do Brasil, e sobre os quais serão empregados métodos econométricos com base na restrição orçamentária intertemporal do governo, a fim de identificar o comportamento das receitas e despesas públicas ao longo do período nos anos 2014 a 2024. Testes de raiz unitária serão aplicados sobre as séries fiscais para verificar sua estacionariedade ou não.

Wickens (2011), em sua obra, declara que o papel principal do governo é prover bens públicos e serviços, bem como transferir renda entre grupos da população, e com isso incorre em despesas que devem ser financiadas via taxação, endividamento (pela emissão de títulos públicos) e emissão de moeda (que, em geral, é restringida para evitar o processo inflacionário).

De acordo com Garcia e Wilbert (2018), no Brasil, o cálculo da dívida pública é realizada pelo Banco Central do Brasil (BCB), que segue o Manual de Estatísticas Fiscais 2018 do Fundo Monetário Internacional (FMI), e a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) tem grande importância no sentido de controlar o comportamento fiscal do governo brasileiro, estabelecendo normas para uma gestão fiscal responsável por parte do governo, tendo como objetivo a prestação de contas (*accountability*) dos atos do poder público, de forma a buscar a eficiência, eficácia e efetividade na aplicação dos recursos públicos.

No que se refere ao conceito de dívida pública, tem-se a Dívida Líquida, que compreende os passivos líquidos dos ativos, e a Dívida Bruta, que compreende apenas os passivos. Garcia e Wilbert (2018) declara que a Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) é um indicador eficiente para comparações internacionais e a sua forma de cálculo é menos propensa a gerar dúvidas, tendo em vista que no seu cálculo não são considerados os ativos governamentais. Porém, em situações em que decisões de políticas econômicas alteram os ativos de forma a gerarem endividamento, a

DBGG não registra tais mudanças. Assim, a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) é considerada um índice mais adequado para o cálculo do esforço fiscal.

Conforme apresentado na Conjuntura Econômica do Ipea, por Cavalcanti et al. (2023), as contas do governo central em 2023 foram marcadas pela queda real de arrecadação, após forte crescimento observado em 2021 e 2022, e pelo aumento real da despesa. Em consequência da queda da receita e do aumento da despesa, o resultado primário no acumulado do ano até setembro registrou déficit de R\$ 93,3 bilhões, em contraste com o superávit de R\$ 37,9 bilhões em igual período do ano passado (diferença de R\$ 131,2 bilhões, a preços constantes). A queda do resultado primário do governo central, combinado com certa deterioração observada também pelos entes subnacionais, resultou em um déficit do setor público consolidado da ordem de 0,8% do PIB no acumulado de 12 meses até agosto de 2023. Considerando o gasto líquido com juros, que atingiu 6,2% do PIB, o resultado nominal do setor público consolidado foi deficitário em 6,9% do PIB nos 12 meses terminados em agosto/2023 (CAVALCANTI et al., 2023).

Nesse contexto, conforme Banco Central do Brasil (2024b), a razão dívida pública/PIB aumentou em período recente. A Dívida Bruta do Governo Geral (DBGG) passou de 72,9% ao final de 2022 para 74,4% do PIB em agosto/2023, ao passo que a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) aumentou de 57,1% para 59,9% do PIB no mesmo período, bem como aumentou de 55,2% em jan./2023 para 60,1% em jan./2024, indicando uma evolução crescente.

O presente artigo tem como foco o estudo da Sustentabilidade dos Déficits Governamentais - o Caso Brasileiro, que será desenvolvido em quatro seções, nas quais serão analisadas mais detalhadamente as evoluções da dívida, do déficit e do resultado primário, a fim de identificar a possível sustentabilidade ou não do déficit governamental.

O estudo inicia-se com a revisão de literatura, apresentando trabalhos pioneiros, tais como Wilcox (1989) e Bohn (2005) entre outros, e artigos concernentes à Dívida Pública Brasileira, abordando fatores que influenciam a sustentabilidade do déficit. Em seguida, irá tratar da Bibliometria, destacando o quantitativo da literatura acadêmica sobre o tema sustentabilidade do déficit público, da produção anual e dos países que publicaram artigos contendo as palavras chaves do tema em questão. A metodologia utilizada na pesquisa será objeto da terceira seção, na qual serão abordados tópicos como: a restrição orçamentária intertemporal do governo, a análise da série Dívida Líquida do Setor Público, sua decomposição, bem como conceitos sobre auto-covariância, autocorrelação e correlograma e sobre os testes formais de raiz unitária.

Na quarta seção, serão apresentados os resultados empíricos, com as estatísticas descritivas das séries fiscais relevantes na restrição orçamentária intertemporal básica do governo, a evolução temporal dessas séries, bem como suas autocorrelações (ACF) e autocorrelações parciais (PACF) e os testes formais Phillips-Perron (PP), de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de KPSS (Kwiatkowski Philips Schmidt e Shin). Na última seção, apresenta-se a conclusão, com base nas análises gráficas qualitativas e quantitativas dos teste estatísticos, indicando não haver evidências a favor da estacionariedade das série Dívida Líquida do Setor Público em proporção do PIB e a valor presente, o que sugere não haver evidências a favor da sustentabilidade do déficit governamental.

5.2 Referencial Teórico

A sustentabilidade do déficit governamental se refere à capacidade do governo de financiar seus déficits sem comprometer a saúde da economia a longo prazo (DAIN, 2001). Um déficit governamental sustentável pode ser escrito como aquele que pode ser financiado sem aumentar a dívida pública a níveis insustentáveis, sem gerar inflação ou aumentar as taxas de juros.

Para o desenvolvimento deste trabalho, são apresentados, sinteticamente, nos sucessivos parágrafos desta seção, artigos dos principais autores especializados no presente tema.

O artigo de Wilcox (1989) tem como foco principal levantar a questão da sustentabilidade do déficit governamental, no sentido de "pode o governo federal continuar a operar a política

fiscal indefinidamente?" A política fiscal é restrita pela necessidade de financiar o déficit. Em economias dinamicamente ineficientes, um aumento na dívida corrente não tem implicações sobre os superávits futuros, ao passo que, os governos, em economias dinamicamente eficientes, enfrentam uma restrição ao endividamento a valor presente, porque afirma que o valor de mercado corrente da dívida é igual à soma dos superávits futuros esperados. Wilcox (1989) se reporta ao *paper* de James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986), que investiga se os dados históricos fornecem uma base para esperar uma violação da restrição ao endividamento a valor presente. Após realizar uma bateria de testes, esses autores concluíram que, com base nos dados norte americanos, não se espera tal violação. Baseando-se e estendendo o trabalho de James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986), o autor Wilcox (1989) propõe um teste alternativo permitindo, pelo menos, três aspectos: (i) taxa de juros reais estocástica, ao passo que James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986) assumiram um taxa de juros real fixa; (ii) não estacionariedade no superávit não-financeiro, enquanto que James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986) consideraram o superávit estacionário; e (iii) tem poder contra violações estocásticas da restrição de endividamento, enquanto pelo menos dois dos testes de James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986) presumiram que qualquer violação da restrição de endividamento seria não estocástica.

O autor Wilcox (1989) verificou que, com a aplicação do novo teste, não podia tratar o período 1960-1984 como um todo, pois há fortes evidências de uma mudança na estrutura da política fiscal. Para o período anterior a 1974, não há evidências de que a restrição ao endividamento não teria sido satisfeita, e se a estrutura da política fiscal tivesse sido mantida para sempre. No entanto, para o período posterior a 1974, a restrição ao endividamento não parece ter sido satisfeita. Em outras palavras, o valor de mercado da dívida pública é maior do que a soma dos superávits futuros que seria gerado da política pós-1974. O autor concluiu que a estrutura da política fiscal, no período estudado, parece não ser sustentável. Uma política fiscal sustentável foi definida como aquela que levaria a trajetória prevista para o valor descontado da dívida a zero, se a política permanecesse em vigor por tempo indeterminado. Enfim, testes estatísticos formais apoiam a conclusão de que a política fiscal não tem sido sustentável, ao contrário da conclusão de James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986).

Em seu artigo, Bohn (2005) examina a sustentabilidade da política fiscal dos E.U.A., encontrando evidências substanciais a favor, com base nos dados fiscais históricos de 1792-2003, e analisa criticamente as condições de sustentabilidade e suas implicações testáveis, e as aplica aos dados dos E.U.A. O autor parte da identidade orçamental, focando no déficit financeiro (nominal com juros - *headline deficit*) e na resultante acumulação da dívida pública. Baseia-se, em princípio, nos seguintes conceitos: (i) mudanças no valor da dívida real difere do valor real do déficit por um termo de inflação, e (ii) mudanças na razão dívida-PIB difere da razão déficit-PIB pelo termo de crescimento nominal do PIB. O termo de inflação e de crescimento nominal são fatores de propagação.

Bohn (2005) descreve compactamente a dinâmica da dívida pública como:

$$d_t = (1 + r_t)d_{t-1} - s_t, \quad (5.1)$$

sendo d_t = dívida no período t , s_t = superávit primário e r_t = taxa de retorno sobre a dívida no período $t - 1$.

Uma política fiscal satisfaz a sustentabilidade *ad hoc*, se estiver em uma trajetória tal que o valor presente esperado dos superávits primários seja igual à dívida inicial. E a dívida inicial é igual ao valor presente esperado dos superávits primários futuros, sendo esta a equação da restrição orçamentária intertemporal, se e somente se a dívida futura descontada converge a zero, esta sendo denominada de condição de transversalidade, também conhecida como condição não-Ponzi. Enquanto os primeiros trabalhos empíricos, como os de James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986) e Wilcox (1989), concentraram-se em testar a condição de transversalidade (condição não-Ponzi), a

maioria das pesquisas concentrou-se em testar a equação da restrição orçamentária intertemporal, examinando os testes de raiz unitária e as propriedades de cointegração dos dados fiscais.

Bohn (2005) argumenta, de uma perspectiva econômica, sobre dois cenários polares de políticas que podem levar a satisfazer ou violar as equações da restrição orçamentária intertemporal e da condição de transversalidade. Um cenário é o caso de governos que são alheios à dívida pública, tomando decisões exógenas sobre taxaço e gastos primários, o que leva a satisfação dessas equações apenas por acidente, se e somente se os processos estocásticos, que descrevem as decisões de política fiscal (taxação e gastos), têm a propriedade de que choques de políticas que aumentam déficit em um período são exatamente compensadas, a valor presente, por choques que reduzem déficit em períodos subsequentes. O outro cenário é o caso de governos que são sensíveis na resposta à dívida pública, sendo mais cautelosos em relação a cortes de impostos e ao crescimento dos gastos sempre que a dívida aumenta, e mais dispostos a cortar impostos e aumentar os gastos quando a dívida diminui. Essas respostas à dívida implementariam um mecanismo de correção de erros que possa estabilizar a dívida ou pelo menos gerar cointegração entre dívidas e superávits primários.

No trabalho de Bohn (2005) foram examinadas as propriedades de séries temporais das variáveis fiscais dos E.U.A., focando sobre testes de raiz unitária para a sustentabilidade *ad hoc*: testes de Phillips-Perron (PP), de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de KPSS (Kwiatkowski Philips Schmidt e Shin). No entanto, tais testes mostraram resultados inconsistentes, já que, para as variáveis de déficit, revelaram estacionariedade, e, para dívida pública, receitas e gastos do governo, revelaram não-estacionariedade (presença de raiz unitária), ou seja, dada uma dívida não-estacionária, o déficit primário e nominal não podem ser estacionário, visto que o déficit nominal é uma função linear do déficit primário e da dívida. Além disso, as séries temporais dessas variáveis reais sofreram de uma enorme não estacionariedade em variâncias, quando foram divididas em subamostras - mostraram enormes variações em seus desvios-padrão entre as sub-amostras -, suscitando dúvidas sobre os resultados de raiz unitária, de forma a sugerir que as séries temporais “estacionárias” não são, na verdade, covariância-estacionárias.

Por outro lado, quando foram tabelados os desvios-padrão dessas variáveis como proporções do PIB (razões-PIB), mostraram muito menos crescimento ao longo do período, sugerindo que as elevadas variações dos déficits e dívida reais são grandemente devido ao crescimento da economia (do PIB). Os testes de raiz unitária sobre as variáveis como proporção do PIB (razões-PIB) revelaram estacionariedade para as séries das variáveis de déficit como proporção do PIB (déficit-PIB). Como os testes indicaram estacionariedade para déficit primário/PIB, pode-se concluir que receitas e gastos são cointegrados com vetor (1,-1). Bohn (2005) conclui que, após análise da sustentabilidade da política fiscal americana, encontrou-se substancial evidência a favor. O registro fiscal americano de 1792-2003 mostrou que efeitos de crescimento têm historicamente coberto o serviço (juros) da dívida como um todo. Dessa forma, o autor revisou as condições de sustentabilidade baseado no valor esperado das restrições orçamentárias e forneceu uma apresentação unificada dos testes de raiz unitária implícitos, concluindo que as séries fiscais não escaladas pelo PIB (ou seja, em valores brutos) são enganosas no contexto de teste de raiz unitária e que não há evidência crível de uma raiz unitária nas razões dívida-PIB e déficit-PIB americanas. A evidência principal em favor da sustentabilidade é a descoberta de uma resposta positiva robusta dos superávits primários a variações na dívida inicial.

O artigo de Nathaniel e Olalekan (2018) fornece uma análise abrangente da sustentabilidade da dívida da Nigéria, utilizando a metodologia da restrição orçamentária intertemporal do governo a valor presente (Present Value Budget Constraint – PVBC), apropriado, especificamente, ao estudo da sustentabilidade da dívida pública no longo prazo, que basicamente afirma que, caso a restrição intertemporal do governo em termos de valor presente não seja satisfeita, então a dívida pública não é sustentável no longo prazo. Dessa forma, para que o governo possa honrar os déficits gerados no

passado é preciso que em algum ponto no futuro sejam gerados superávits. No tocante à análise da sustentabilidade da dívida da Nigéria, são utilizados dados fiscais históricos da Nigéria, de forma a estimar a equação de sustentabilidade da dívida, calculando o valor presente líquido da dívida, bem como analisar a sensibilidade para avaliar o impacto de diferentes cenários sobre a sustentabilidade da dívida. A conclusão do estudo é que a dívida pública da Nigéria é insustentável no longo prazo, sob políticas fiscais adotadas, recomendando ao governo que implemente medidas para reduzir o déficit fiscal e a dívida pública, como aumentar a receita fiscal e reduzir as despesas desnecessárias.

O artigo de Willems e Zettelmeyer (2022) examina a literatura sobre sustentabilidade da dívida soberana desde suas origens em meados da década de 1980 até o presente e se concentra em quatro debates: 1- avaliar a mudança de uma visão baseada na contabilidade da sustentabilidade, usando taxas de juros do governo para uma visão baseada em modelo que utiliza taxas de desconto estocásticas; 2- rever testes empíricos, focando sobre a relação entre resultados primários e dívida; 3- discutir sustentabilidade da dívida na presença de risco *rollover*; 4- avaliar se a taxa de juros do governo inferior às taxas de crescimento ($r < g$) geram um "almoço grátis", no sentido de que a sustentabilidade da dívida não exija superávits primários futuros. A dívida soberana é insustentável se não puder ser reembolsada sem alterar os termos contratuais da dívida ou torná-las irrelevantes por meio de inadimplência, reestruturação ou hiperinflação. Política fiscal é insustentável se a prevenção de tal evento exigir uma mudança nessa política. Se a mudança na política requerida é factível, a dívida é sustentável. Se a mudança na política for inviável por razões políticas ou sociais, ou devido a custos econômicos proibitivos (como os custos de eficiência ou crescimento associados ao corte de gastos governamentais essenciais ou ao aumento impostos já elevados), então a dívida é insustentável. Os autores argumentam que a liquidez dos serviços da dívida soberana podem de fato levar a um "almoço grátis", embora de tamanho limitado. O valor de tais serviços depende da credibilidade do banco central, que pode ser acumulado através de medidas de políticas prudentes e posteriormente utilizadas para permitir uma política fiscal mais flexível.

A análise da sustentabilidade do déficit governamental, particularmente no Brasil, requer uma abordagem multifacetada que leve em consideração tanto as variáveis macroeconômicas quanto as políticas fiscais implementadas ao longo do tempo. A sustentabilidade fiscal é definida por Nathaniel e Olalekan (2018) como a capacidade de um governo de administrar seus déficits de forma a não prejudicar a estabilidade econômica futura. Este conceito está intrinsecamente relacionado à ideia de que a dívida pública não pode aumentar a patamares insustentáveis se os déficits atuais não forem compensados por superávits no futuro. Uma ferramenta importante para avaliar essa sustentabilidade, de acordo com os autores, é a metodologia da restrição orçamentária intertemporal do governo ao valor presente (PVBC), que permite uma análise minuciosa do comportamento fiscal ao longo do tempo e suas consequências para a saúde econômica do país.

Laskaridis (2021) introduzem uma discussão sobre a evolução da literatura sobre a sustentabilidade da dívida soberana e destacam quatro debates principais que moldaram a compreensão contemporânea do tema. Eles também expandem o debate sobre o tema. Eles sustentam que a sustentabilidade da dívida não se limita à capacidade de reembolso, mas também à viabilidade política e social das mudanças necessárias na política fiscal para garantir tal sustentabilidade. Uma nova perspectiva sobre como avaliar a viabilidade fiscal de longo prazo de um país é fornecida pela distinção entre a sustentabilidade baseada em contabilidade, que se baseia em taxas de juros governamentais, e a sustentabilidade baseada em modelos que usam taxas de desconto estocásticas.

Simões (2018) analisou a sustentabilidade do déficit fiscal do Brasil e revela os limites e os impactos de longo prazo para o crescimento econômico. O autor examina a questão central da sustentabilidade do déficit fiscal brasileiro e determina se o governo federal pode continuar implementando suas políticas fiscais sem prejudicar a saúde da economia a longo prazo. O autor examina cuidadosamente as condições sob as quais o déficit pode ser financiado sem causar efeitos negativos. O artigo em questão teve como foco analisar a dinâmica da dívida pública brasileira a

partir de 1999. Sendo assim, o primeiro artigo investiga qual o impacto de longo prazo do aumento da dívida pública sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros e do Distrito Federal para o período entre 2000 e 2016. Os resultados empíricos mostram que há uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada. Para baixos níveis de dívida, há uma pequena resposta para aumentar o superávit. O saldo primário aumenta à medida que a dívida aumenta, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo. Em seguida, chega-se a um ponto de fadiga fiscal, onde a reação se torna negativa a níveis de dívida extremamente altos. Os limites de dívida dos estados brasileiros são bastante variados, variando de 0,00% a 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs. Os resultados dos espaços fiscais estimados mostram a crise atual que a maioria dos estados brasileiros está passando. Dezoito dos vinte e sete estados brasileiros apresentam um hiato fiscal, ou seja, seus estoques de dívida/PIB já ultrapassaram os níveis máximos de dívida. Em outras palavras, as dívidas desses estados apresentam trajetórias insustentáveis. Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo têm os estoques de dívida/PIB mais baixos de 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente, acima do nível máximo de dívida. Por outro lado, os estados do Amapá (18,32%), Roraima (8,14%) e Tocantins (3,52%) ocupam os 3 primeiros lugares no ranking de geração de espaço fiscal.

Vasconcellos et al. (2016) relata sobre dois conceitos úteis para analisar o resultado fiscal: (i) acima da linha, que toma como resultado a diferença entre receitas e despesas fiscais, registradas pelo Tesouro Nacional; e (ii) abaixo da linha, que considera como resultado fiscal a variação do endividamento público, conhecida como Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP). Para evitar erros de contabilização, o Banco Central do Brasil (BCB) utiliza o NFSP expressa, basicamente, por

$$NFSP_t = G_t - T_t + iB_t \quad (5.2)$$

ou seja, o déficit público nominal pode ser explicado por um gasto público (G_t) maior do que as receitas (T_t), por um nível elevado do estoque da dívida pública (B_t), ou pela elevada taxa de juros nominal (i) da dívida pública. Também aborda sobre outras duas definições para déficit público: o resultado operacional e o resultado primário.

O déficit público, de acordo com Vasconcellos et al. (2016), também passou a ser medido pelo conceito operacional, que surgiu na época de taxas de inflação muito elevadas no Brasil, considerando a taxa de juros real (r):

$$NFSP_t = G_t - T_t + rB_t \quad (5.3)$$

Vasconcellos et al. (2016) ressalta que, embora o conceito operacional apresente vantagem de isolar o impacto inflacionário sobre o déficit público, permitindo avaliar o esforço fiscal efetivo realizado em termos das receitas e despesas públicas "tradicionais", considerá-lo em um contexto de inflação alta pode, de forma indireta, "mascarar" a situação de crise fiscal existente, por dois motivos: (i) durante o período de alta inflação no Brasil, receitas encontravam-se relativamente mais indexadas que as despesas públicas não financeiras, o que contribuía para que a relação entre déficit público e inflação não fosse percebida com maior clareza, caracterizando-se como efeito Tanzi às avessas. O autor Vasconcellos et al. (2016), por meio de um gráfico entre NFSP nominal versus NFSP operacional (% PIB) da economia brasileira no período 1981-2009, mostrou que o déficit operacional durante o período de alta inflação (1981-1993) era significativamente inferior ao déficit nominal, ao passo que, a partir de 1995, com a estabilização pelo Plano Real, percebe-se que o hiato entre o operacional e o nominal diminuiu consideravelmente (VASCONCELLOS et al., 2016). O conceito de superávit surgiu, durante a implantação do Plano Real - o Brasil possuía uma dívida externa significativa -, com a assinatura de um acordo com o FMI de seguir uma meta de superávit fiscal primário, ou seja, um resultado em que as receitas superassem as despesas não

financeiras, expressa pela equação:

$$NFSP_t = G_t - T_t \quad (5.4)$$

No tocante à solvência e sustentabilidade da dívida pública, o autor ((VASCONCELLOS et al., 2016)) relata que o resultado nominal pode ser visto como a restrição orçamentária do governo, expressa por:

$$NFSP_t = B_{t+1} - B_t = G_t - T_t + rB_t \quad (5.5)$$

Resolvendo esta equação para o estoque inicial da dívida pública, B_t , e considerando o somatório dos superávits primários gerados ao longo de muitos períodos, pode-se concluir que a solvência fiscal exige que, no longo prazo, o estoque final da dívida pública seja nulo, que é a condição de transversalidade ou condição não-Ponzi relatada por Bohn (2005). O autor Vasconcellos et al. (2016) reforça essa ideia de que uma política fiscal solvente indicaria que o governo não entra em um esquema Ponzi e, na verdade, segue um comportamento ricardiano, ou seja, se o governo reduz impostos (elava gastos) no período corrente, mantendo o gasto público (impostos) constante, então aumenta seu endividamento atual, o que deverá ser compensado no futuro por incrementos nos impostos ou redução nos gastos públicos. O autor ressalta que um conceito associado à solvência fiscal é a ideia de sustentabilidade da dívida pública (ou da política fiscal), em que o principal indicador é a razão dívida/PIB, relacionando a dívida pública à atividade econômica (PIB), que é o fato gerador das receitas fiscais. Uma política fiscal será sustentável se a razão dívida/PIB convergir para algum valor constante de longo prazo, ou seja, se, ao longo do tempo, não crescer de forma independente ou explosiva. Ressalta que mais importante do que o valor absoluto da razão dívida/PIB é a análise de sua trajetória ao longo do tempo. Os países desenvolvidos, por apresentarem PIB relativamente maiores, em geral, apresentam níveis elevados de endividamento público em relação ao tamanho de suas economias. O autor ressalta que essa tendência intensificou-se após o estouro da "bolha financeira" em 2008, quando os governos desses países se viram obrigados a subsidiar ou estatizar bancos e empresas, levando a relação dívida/PIB a níveis que muitos consideram insustentáveis: E.U.A. (104,5%), Itália (132,5%), Japão (242,2%), entre outros.

Brownbridge e Canagarajah (2010) realizou estudo sobre política fiscal em Sri Lanka, que registrou progressos impressionantes em muitas áreas do desenvolvimento social e econômico ao longo das últimas duas décadas, especialmente no desenvolvimento do capital humano. No entanto, a taxa média anual de crescimento real do PIB de cerca de 5% no período 1990-2007 ficou bem abaixo das alcançadas pelos países em desenvolvimento de crescimento mais rápido neste período. Além disso, o crescimento de Sri Lanka não foi generalizado para todas as classes sociais e setores da economia, não havendo melhora na redução da pobreza e crescimento em setores primários como o agrícola. O autor relata que a política fiscal pode ter uma contribuição mais positiva para o crescimento econômico em Sri Lanka. Do lado da demanda, o autor, em concordância com teoria econômica, reafirma que os efeitos são pertinentes se a economia estiver operando abaixo do produto potencial (ou plena capacidade), caso em que uma expansão fiscal pode impulsionar o crescimento, embora os efeitos, em geral, serão relativamente de curta duração, pois tais efeitos vão se reduzindo à medida que o hiato do produto vai diminuindo. Além disso, o autor declara que pesquisa empírica indica que: (i) multiplicadores fiscais são pequenos ou até mesmo negativos quando mercados financeiros domésticos são pouco desenvolvidos sendo menos capazes de absorver aumentos na dívida pública sem excluir os mutuários do setor privado; (ii) multiplicadores para países de baixa renda muitas vezes se mostram negativos, porém, os que possuem baixos déficits fiscais (abaixo de 2,5% em relação ao PIB), as evidências mostram a ocorrência de efeitos Keynesianos mais convencionais de política fiscal, com multiplicadores fiscais positivos. Para a política fiscal alcançar um impacto sustentável em crescimento, é necessário que ela impulse a oferta agregada. O autor aborda sobre política fiscal em modelos de crescimento

endógenos, que envolve uma função de produção agregada da forma: $Y = f(K, PK, H^*L)$, na qual: Y é uma função de produção de capital privado fixo (K), do capital público tal como infraestrutura (PK), do capital humano (H) e da oferta de trabalho (L). Os aspectos principais da política fiscal em Sri Lanka diferem bastante daquelas que a teoria econômica e evidências empíricas sugerem, caracterizando-se com uma política fiscal orientado para o crescimento.

Ao longo das décadas de 1990 e 2000, de acordo com Brownbridge e Canagarajah (2010), a política fiscal em Sri Lanka tem sido caracterizada por elevados déficits fiscais, baixo níveis de investimento público e uma grande parcela de despesas economicamente improdutivas nos gastos públicos totais. Taxas de investimento e poupança privadas tem sido muito significativas ao longo dessas últimas duas décadas, com uma média de 21% e 23% do PIB, respectivamente, mas investimento público tem sido muito baixo, com uma média de apenas 3,5% do PIB e poupanças públicas tem sido negativas, com média de cerca de -2,5% do PIB. Taxas de investimento e poupança totais foram relativamente modesta, em cerca de 25% e 21% do PIB, que é muito mais baixa que as taxas alcançadas pelas economias de altos crescimento no mundo, que tipicamente excederam 30% do PIB. Assim, é muito provável que o desempenho de baixas poupanças do setor público tem deprimido poupança total, e dado que a economia tem acesso limitado ao capital dos mercados internacionais, também vai restringir investimento doméstico.

Brownbridge e Canagarajah (2010) conclui que: (i) embora Sri Lanka tenha tido bom progresso em muitas áreas do desenvolvimento sócio-econômico, poderia ter sido mais alcançado com uma melhor política fiscal; em muitos aspectos, a reforma da política fiscal ficou atrás de outras áreas de reforma política no país; (ii) a prioridade da política fiscal deve ser reduzir o elevado déficit fiscal e realocar gastos públicos para infraestrutura e outros serviços públicos essenciais que podem complementar a produção do setor privado, especialmente nas áreas rurais; reduzir o déficit fiscal é necessário para liberar recursos financeiros domésticos, em níveis mais altos, para o investimento privado; (iii) reduzir a dívida pública a níveis que sejam sustentáveis a longo prazo; (iv) será muito desafiador criar espaço fiscal para reunir essas prioridades de política fiscal, e as fontes viáveis desse espaço fiscal são: mobilizar mais receitas domésticos e cortar gastos públicos improdutivos, incluindo gastos excessivos com administração pública e subsídios a empresas públicas deficitárias. A reforma tributária é um pré-requisito para maior mobilização de receita. As prioridades devem ser para ampliar a base tributária, eliminando a infinidade de concessões e isenções fiscais que foram oferecidas aos investidores.

5.2.1 Bibliometria

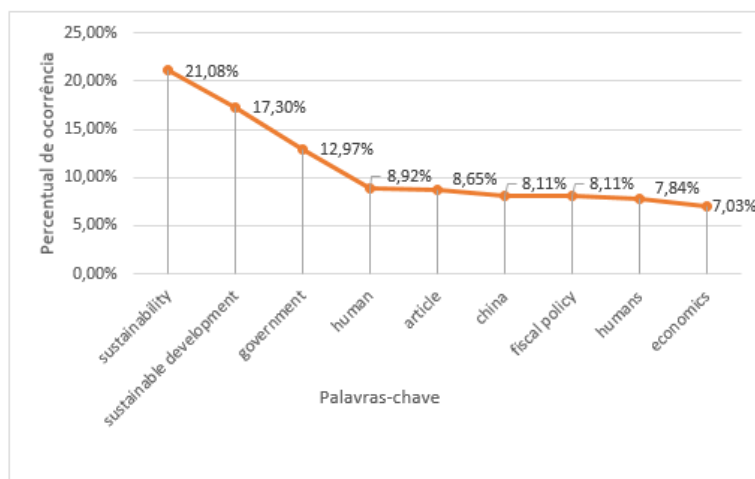
A bibliometria é uma técnica quantitativa e estatística que mede a produção científica e os índices de conhecimento, semelhante ao censo da população pela demografia. A bibliometria, que foi concebida por Pritchard na década de 1960, envolve a aplicação de métodos matemáticos e estatísticos na análise de obras literárias, com a análise de citações como seu principal foco (SANTOS, D. R.; CARVALHO SILVA, Tuany Esthefany Barcellos de et al., 2021). Ao expor a literatura existente e relevante para trabalhos científicos, este método ajuda no desenvolvimento do conhecimento científico e no reconhecimento dos autores. Além disso, facilita a construção de novas fontes de informação (SANTOS, D. R.; CARVALHO SILVA, Tuany Esthefany Barcellos de et al., 2021).

A bibliometria, uma disciplina que se baseia na análise quantitativa de dados bibliográficos, é fundamental para avaliar o impacto da pesquisa científica e compreender as tendências de pesquisa em várias áreas do conhecimento. A bibliometria permite a identificação de autores, instituições e periódicos mais notáveis em um determinado campo. Também revela como funcionam as redes de colaboração e as principais áreas de interesse da comunidade científica, usando técnicas como análise de citações, coautoria e produção científica (WALTMAN, 2016).

A presente bibliometria foi realizada com dados coletados no Portal de Periódicos da CAPES -

Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior que fornece acesso a base de dados Scopus, no mês abril de 2024. A palavra chave *sustainability* (sustentabilidade) revelou ser a mais frequente (21%) e *government* (governo) entre as mais frequentes (13%), conforme ilustrado na Figura 5.1.

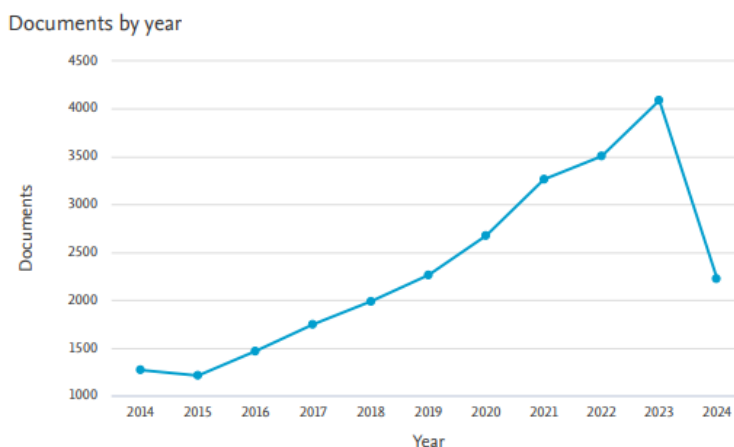
Figura 5.1: Palavras-chave mais frequentes



Fonte: Elsevier, 2024, extraído do portal Scopus.com

Nesse sentido, a análise bibliométrica é centrada nas palavras-chave “sustentabilidade” e “governo”. A produção anual de artigos que contém essas palavras-chave apresentou um crescimento significativo, no período de 2015 a 2023, conforme mostra a Figura 5.2, notadamente, no período da pandemia e pós-pandemia, revelando um crescimento mais íngreme, o que sinaliza uma intensificação do interesse acadêmico na sustentabilidade dos déficits governamentais nos recentes anos. Observa-se a queda da produção acadêmica em questão, em 2024, visto que a pesquisa não contempla todo o ano de 2024.

Figura 5.2: Evolução anual da produção de artigos.

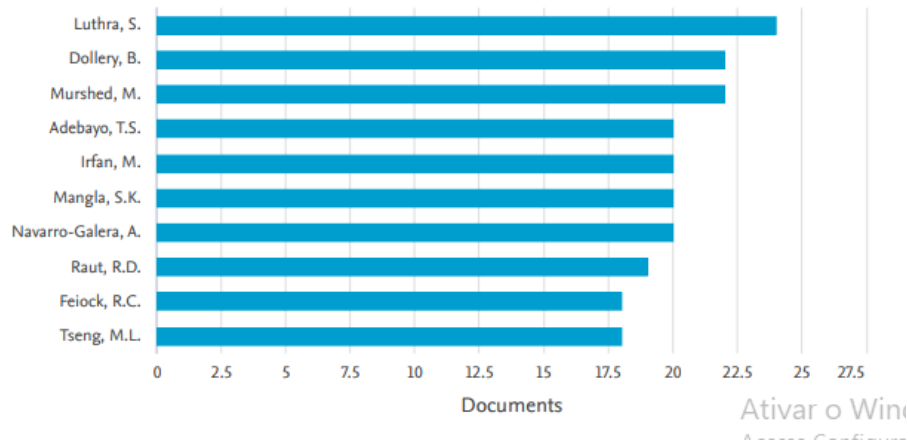


Fonte: Elsevier, 2024, extraído do portal Scopus.com

A Figura 5.3 mostra os 10 autores que mais publicaram artigos envolvendo as palavras-chave

“sustentabilidade” e “governo”.

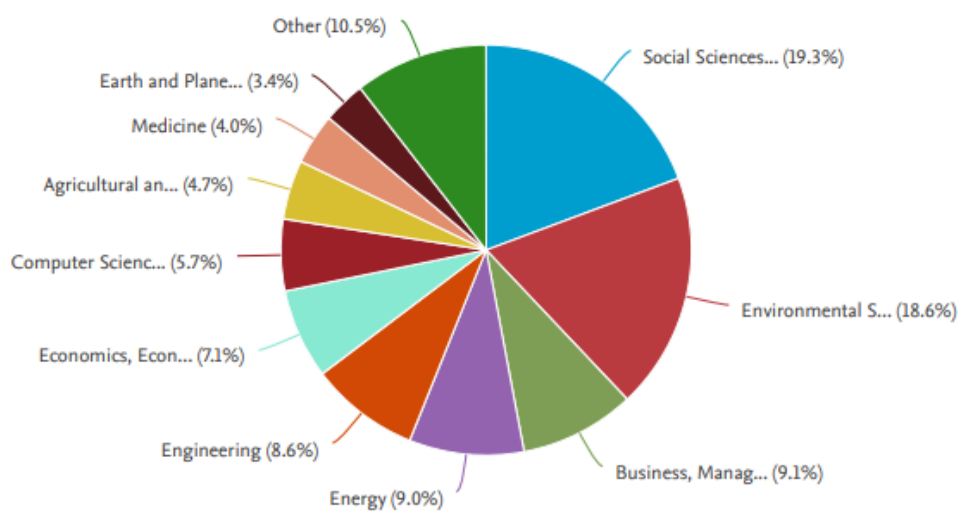
Figura 5.3: Autores que mais publicaram.



Fonte: Elsevier, 2024, extraído do portal Scopus.com

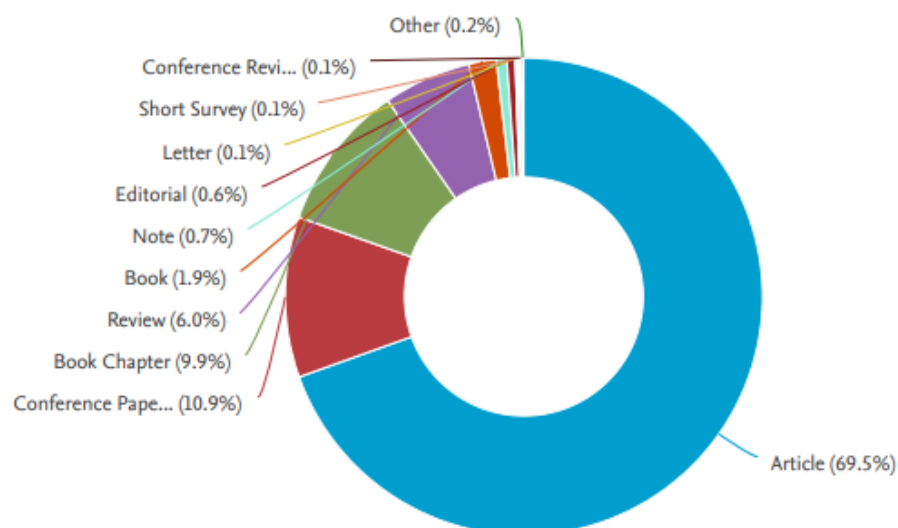
As Figuras 5.4 e 5.5 mostram as áreas de interesse e os tipos de publicações que mais abordaram sobre o assuntos relativos às palavras-chave “sustentabilidade” e “governo”, respectivamente. A Figura 5.4 revelou que Ciências Sociais é a área de interesse mais explorada nas publicações sobre sustentabilidade e governo, representando 19% do total de documentos. A Figura 5.5 indica que as categorias de publicações mais frequentes são artigos (69,5%) e artigos de Conferência (11%), sugerindo que a matéria, abordando temas relacionados a “sustentabilidade” e “governo”, se concentrou, principalmente, em pesquisas originais publicadas em revistas acadêmicas, bem como trabalhos apresentados em Conferências acadêmicas. A área de Ciências Sociais se destaca como um campo fértil para a investigação sobre essa temática, abordando diferentes perspectivas e metodologias para compreender os desafios e oportunidades relacionados à sustentabilidade e à governo.

Figura 5.4: Áreas de interesse.



Fonte: Elsevier, 2024, extraído do portal Scopus.com

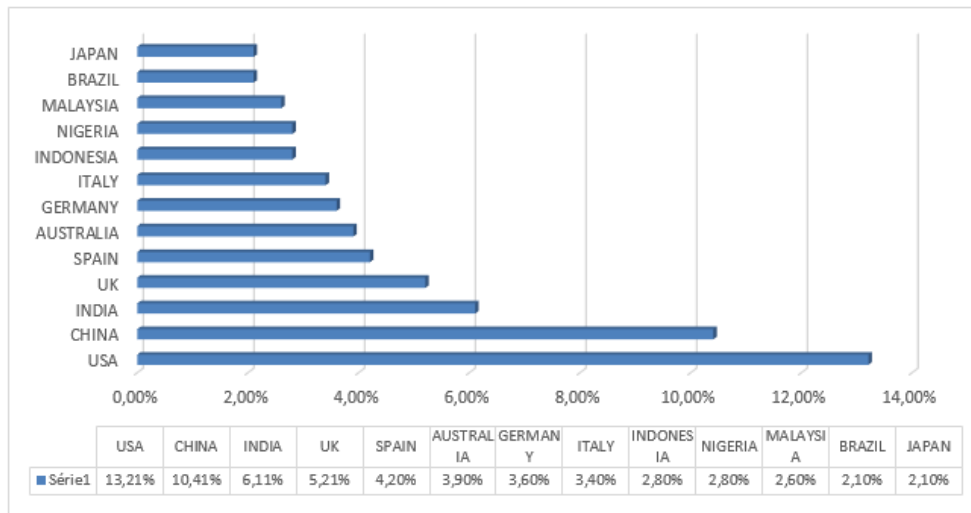
Figura 5.5: Tipos de publicações.



Fonte: Elsevier, 2024, extraído do portal Scopus.com

No que se refere à participação proporcional dos países na produção científica de publicações em relação a temas concernentes à sustentabilidade e governo, a Figura 5.6 mostra que as treze maiores participações dos países variou da máxima de aproximadamente 13% para os Estados Unidos à mínima de aproximadamente 2,1% para o Brasil e para o Japão, o que revela haver margem para mais publicações de artigos direcionados ao assunto em análise no país.

Figura 5.6: Participação dos países em publicações



Fonte: Elsevier, 2024, extraído do portal Scopus.com

A bibliometria se tornou um recurso essencial para examinar minuciosamente a sustentabilidade dos déficits governamentais no Brasil. A construção de um resultado sucinto como o supracitado, que abarca as várias perspectivas e metodologias utilizadas no estudo desta questão multifacetada, pode ser feita usando indicadores bibliométricos como volume de produção científica, padrões de coautoria e a influência das publicações no meio acadêmico (MOED, 2006). As principais correntes de pensamento e contribuições significativas para a área podem ser identificadas com esse método. Além disso, facilita a compreensão das tendências evolutivas e dos desafios prementes associados à sustentabilidade fiscal no Brasil.

5.2.2 A Dívida Pública Brasileira

Conforme Fontenele et al. (2015), dívida pública, inflação e taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) estão entre os principais problemas para a administração da economia brasileira. Nesse sentido, a capacidade do governo de honrar seus pagamentos de juros e principal da dívida sem comprometer a capacidade de financiar despesas futuras já vem se tornando como uma meta fiscal do governo brasileiro.

Um dos principais objetivos dos formuladores de política econômica, a nível global, é a gestão dos déficits fiscais, visando gerar superávits primários. Nesse sentido, o estudo da sustentabilidade da dívida pública no longo prazo tem sido um dos temas principais da literatura econômica. E a base para a análise da sustentabilidade parte da identidade orçamental que relaciona o déficit a receitas, gastos e dívida pública, de acordo com a seguinte equação compacta da dinâmica da dívida pública descrita por Bohn (2005): $d_t = (1 + r_t)d_{t-1} - s_t$, sendo d_t = dívida no período t , s_t = superávit primário e r_t = taxa de retorno sobre a dívida no período $t - 1$, que expressa o déficit financeiro (nominal) de um dado período igual ao déficit primário (gastos menos receitas) mais os juros incidentes sobre a dívida do período anterior. Dessa forma, a sustentabilidade da política fiscal corresponde ao valor presente esperado da restrição ao endividamento, que se mantém quando o valor presente esperado da dívida futura converge a zero no limite, conhecida como condição de transversalidade ou condição não-Ponzi.

Como ressaltado por Wilcox (1989), uma política insustentável é aquela que não resulta em expectativa do valor presente da dívida tendendo a zero no limite. Tal política pode até ser implementada por um período de tempo finito, mas não seria mantida para sempre, visto que se espera que uma política insustentável, necessariamente, seja mudada. Fontenele et al. (2015) reforça esse raciocínio, declarando que:

"Quando a dívida (pública) se torna insustentável, ou seja, quando o governo não é capaz de pagar a dívida mediante a geração de superávits primários, pode prejudicar a estabilidade de preços, afetar o desempenho da atividade econômica, gerar a necessidade de maiores taxas de juros no longo prazo, influenciando de forma negativa o mercado financeiro e as decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos."(FONTENELE et al., 2015, p. 622).

De acordo com Fontenele et al. (2015), a Dívida Pública Líquida (DPL) é um indicador fundamental da saúde fiscal de um governo, representando o montante de seus débitos aos credores após considerar seus ativos. A sustentabilidade da dívida pública está diretamente relacionada ao nível da DPL, à taxa de juros, ao crescimento da economia e à capacidade do governo de gerar receitas e controlar suas despesas. Por outro lado, o Resultado Primário é a diferença entre as receitas e as despesas primárias do governo, excluindo os juros da dívida. Um Resultado Primário positivo indica que o governo está gerando superávits para financiar suas despesas sem a necessidade de novos empréstimos.

Em relação ao artigo Caldeira et al. (2016), que aborda sobre sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros, o objetivo do estudo foi avaliar a sustentabilidade da dívida estadual, de

forma agregada, a partir da análise de cointegração e da reação fiscal entre o resultado primário e a dívida líquida estadual, com base nos dados mensais de dezembro/2001 a maio/2014.

A situação das finanças públicas condiciona o orçamento público, mas também pode influenciar a estrutura administrativa e a gestão do Estado, já que a eficiência, com a redução dos gastos, pode otimizar os recursos às disposição do Estado e dos cidadãos. Nesse sentido, déficit orçamentário e dívida pública guardam relação importante com a montagem da estrutura de administração pública e com a própria gestão do Estado. Caldeira et al. (2016) considera que um eventual descontrole fiscal no nível estadual pode afetar a credibilidade da gestão fiscal do país como um todo, sendo que o histórico de descontrole fiscal estadual demandou sucessivos socorros financeiros por parte do governo federal na história recente do país. Com a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), consubstanciada na Lei Complementar nº 101/2000, gerou-se o questionamento quanto à sustentabilidade da dívida pública dos estados e Distrito Federal. A LRF caracterizou-se como um marco legal a partir do ano 2000, estabelecendo que, se o ente da Federação ultrapassar o respectivo limite de endividamento ao final de um quadrimestre, entre outras restrições, deverá obter resultado primário necessário à recondução da dívida ao limite, ressaltando a importância do resultado primário para o controle do endividamento. O período de estudo escolhido por Caldeira et al. (2016) iniciou-se em 2001, em virtude da disponibilidade dos dados e contemplou a Lei de Responsabilidade Fiscal, findando-se em 2014, devido ao afrouxamento fiscal promovido pela Lei nº 148/2014. No tocante à metodologia, esses autores aplicaram o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) para avaliar a estacionariedade das séries resultado primário/PIB e dívida líquida/PIB. Mesmo que as séries temporais não sejam estacionárias em nível, é possível que duas séries não estacionárias sejam cointegradas, e essa cointegração implica a existência de relação estável de longo prazo entre elas. Quanto ao teste da existência de cointegração e à estimação de seu respectivo vetor, utiliza-se de vetores autorregressivos (VAR) para estimar os coeficientes de cointegração, visando avaliar a relação de longo prazo das variáveis resultado primário/PIB e dívida/PIB. Os resultados apontaram a existência de cointegração entre as séries de resultado primário e de dívida líquida estadual, bem como indicaram que os governos estaduais geraram superávits primários em face ao crescimento da dívida. Assim, o estudo de Caldeira et al. (2016) mostrou evidências a favor da existência de sustentabilidade para a dívida dos estados no período estudado. Contudo, desafios recentes como o afrouxamento fiscal e a redução da atividade econômica colocam em dúvida a sustentabilidade futura.

5.2.3 Medidas do governo brasileiro durante a crise da Covid-19

De acordo com Freire et al. (2020), países na América Latina aplicaram políticas de transferência de renda no período de pandemia de Covid-19. No Brasil, além do benefício dos programas de transferência de renda como o Bolsa Família, o auxílio de renda emergencial foi implantado, de forma a garantir renda mínima para proteger as famílias pobres e vulneráveis, tais como: desempregados que não estavam recebendo seguro-desemprego, trabalhadores informais, autônomos, trabalhadores temporários e microempreendedores individuais.

Adicionalmente, Orair e Soares (2021) confirma que, de um lado, a política fiscal foi capaz de reduzir os impactos negativos da pandemia sobre o crescimento, e as medidas de proteção social foram capazes de minimizar a perda de renda e preservar vínculos empregatícios. Por outro lado, produziu efeitos negativos substanciais sobre a taxa de ocupação, ou seja, aumento do desemprego, e sobre certos setores, particularmente serviços de alto contato.

Orair e Soares (2021) acrescenta que, com anúncio da Organização Mundial da Saúde (OMS), em 11 de março de 2020, de que o aumento do número de casos caracterizava uma situação de pandemia, medidas de isolamento social, desde o *lockdown* completo, ou seja, permissão para o funcionamento apenas de atividades essenciais, até restrições pontuais como a realização de eventos e atividades com muitas pessoas, levaram à redução das atividades econômicas, gerando redução

da demanda por horas de trabalho e da renda da população.

No entanto, como destaca Orair e Soares (2021), havia restrições à atuação anticíclica da política fiscal no país, sendo as principais: (i) Regra de Ouro, que restringe o volume das despesas correntes (como salários, benefícios e custeio da máquina pública) por meio da vedação à realização de operações de crédito que excedam as despesas de capital (investimentos que gerem retorno futuro, como infraestrutura, pesquisa); (ii) Regra de Primário, que impõe a necessidade de se contingenciar despesas por meio da limitação de empenhos e movimentações financeiras, visando cumprir a meta de resultado primário fixada na Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO); e (iii) Novo Regime Fiscal, conhecido como Teto de Gastos, que fixou um teto congelado em termos reais para as despesas primárias para vigorar pelo período de duas décadas, de 2017 a 2036, com o objetivo de restringir o crescimento da dívida pública e promover a sustentabilidade fiscal no longo prazo.

Por outro lado, essa restrição à atuação anticíclica da política fiscal foi contornada, viabilizando uma flexibilização no regime fiscal brasileiro, que basicamente foram: (i) uma cláusula de escape da Regra de Primário, que dispensa a necessidade de cumprimento da meta fiscal em caso de decretação do estado de calamidade pública; (ii) uma excepcionalidade do Novo Regime Fiscal, que exclui do teto de gastos os créditos extraordinários que sejam abertos para atender despesas imprevistas e urgentes, como as decorrentes de guerra, comoção interna ou calamidade pública.

Além disso, o Poder Executivo editou sucessivas medidas provisórias para abertura de créditos extraordinários referentes às despesas de enfrentamento da pandemia, totalizando um volume de despesas autorizadas de R\$ 603,9 bilhões em 2020. Os dados orçamentários do governo central apresentaram, em 2020, uma margem de insuficiência da Regra de Ouro de R\$ 346,4 bilhões e um déficit primário de R\$ 745,3 bilhões, que foi aproximadamente cinco vezes o valor da meta de R\$ 124,1 bilhões. (ORAIR; SOARES, 2021).

5.2.4 Fatores que influenciam a sustentabilidade do déficit

Conforme DÍVIDA. . . (2024), a Dívida Pública do Governo Geral (DBGG) abrange o total dos débitos de responsabilidade do Governo Federal, dos governos estaduais e dos municípios, junto ao setor privado, ao setor público financeiro e ao resto do mundo. Pode-se agrupar esses passivos em quatro grandes componentes: (i) dívida mobiliária, (ii) operações compromissadas, (iii) dívida bancária e (iv) dívida externa.

A dívida mobiliária se refere basicamente aos títulos emitidos pelo Tesouro Nacional no financiamento ou na rolagem da dívida. As operações compromissadas constituem um passivo do Banco Central e são utilizadas para o ajuste de liquidez no mercado de reservas bancárias na operacionalização da política monetária. A dívida bancária trata das obrigações com bancos nacionais. Por fim, a dívida externa se refere tanto a títulos emitidos pela União no exterior quanto a empréstimos contraídos em bancos estrangeiros pelos governos regionais.

Segundo Brownbridge e Canagarajah (2010), um alto nível de gasto público, especialmente se for direcionado para áreas não produtivas, pode levar a um déficit insustentável. Um déficit insustentável pode ser causado por um alto nível de gasto público, especialmente se for destinado a áreas não produtivas. Isso ocorre porque o governo precisa financiar esses gastos aumentando a receita fiscal por meio de impostos ou outros métodos .

Willems e Zettelmeyer (2022) argumenta sobre o ambiente econômico, em muitos países, de taxas de juros reais inferiores às taxas de crescimento real, prevendo-as que assim permaneçam durante algum tempo. Segundo esses autores, essas expectativas levaram a um debate acadêmico em se pensar sobre a sustentabilidade da dívida quando taxa de juros (serviço da dívida) do governo for inferior à taxa de crescimento econômico, que poderia levar à queda da dívida em proporção do PIB, mesmo que governos não obtenham superávits fiscais primários.

Willems e Zettelmeyer (2022) se reportam a James D. Hamilton e Marjorie Flavin (1986), argumentando que se a dívida for maior do que o valor presente dos superávits primários futuros, a

igualdade deve ser restaurada em algum momento futuro. Uma alternativa pode ser por meio de ajuste fiscal (impostos mais altos ou redução dos gastos públicos), e tal política age diretamente sobre o valor presente dos superávits primários, levando a um equilíbrio na restrição orçamentária intertemporal do governo. Uma outra forma de equilibrar essa restrição orçamentária intertemporal é agir sobre a dívida, reduzindo-a por meio de default (atrasos no pagamento), ou por hiperinflação, ou por reestruturação da dívida.

Willems e Zettelmeyer (2022), também, baseiam-se em uma outra definição proposta por Kremers (1989), que considera uma política fiscal sustentável quando as políticas atuais e as projetadas para o futuro não levam a um crescimento divergente da relação dívida/PIB ao longo do tempo. O argumento é que, se a relação dívida/PIB não convergir a um valor constante, os recursos necessários para o serviço da dívida, em algum momento, excederão a capacidade de arrecadação fiscal (tributação) do governo. Dessa forma, o crescimento, de forma divergente, da dívida pública gera diversos impactos negativos à economia, com consequências como aumento da taxa de juros real e a queda na credibilidade e consistência das políticas fiscais. O aumento da taxa de juros real decorre, principalmente, da elevação do prêmio de risco exigido pelos credores (interno e externo) em razão de uma perspectiva crescente da dívida. Quanto à queda de credibilidade, a perspectiva de uma dívida insustentável gera insegurança entre os agentes, tanto domésticos quanto externos, o que pode gerar fuga de capitais, depreciação da moeda e instabilidade no mercado financeiro. Por fim, uma dívida pública insustentável limita a capacidade do governo de responder a choques externos ou a crises econômicas, dificultando a implementação de políticas anticíclicas para estabilizar a economia.

Willems e Zettelmeyer (2022) citam uma declaração de Blanchard (2019), em uma palestra presidencial na *American Economic Association*, de que taxas de juros reais muito baixas e, particularmente, inferiores às taxas de crescimento reais, reduzem custos de emissão de dívida pública. Ressaltou, ainda, que taxas de juros seguras mais baixas sugerem um produto marginal de capital menor e, conseqüentemente, menores custos de bem-estar social devido ao efeito *crowding-out* (com investimento privado menor). Além disso, apontou que, com taxa de juros real menor do que a taxa de crescimento real, em média, “uma dívida maior pode não implicar um custo fiscal mais alto”.

Willems e Zettelmeyer (2022) relatam que muitos autores e formuladores de políticas tentaram refutar essa afirmativa de Blanchard (2019), em que, como questão empírica, dívidas mais altas criam riscos fiscais mesmo quando taxa de juros real for inferior à taxa de crescimento real, pois níveis mais altos de dívida aumentam os riscos de rolagem (*rollover risks*) – já que mais dívida precisa ser refinanciada.

Contudo, Willems e Zettelmeyer (2022) argumentam que essa visão de Blanchard (2019) realmente parece sugerir que, com taxa de juros real menor do que a taxa de crescimento real, praticamente qualquer política fiscal é sustentável. Para apoiar esse ponto de vista, Willems e Zettelmeyer (2022) baseiam-se na equação de evolução temporal da dívida pública em proporção do PIB, $b_{t+1} = \frac{1+r}{1+g}b_t - s$, na qual: b é a razão dívida/PIB e r , g e s , são, respectivamente, taxa de juros real, taxa de crescimento real e resultado primário em proporção do PIB, que esses autores supõem constantes para fins de análise. Primeiro, afirmam que, para que a razão dívida/PIB convirja a uma constante, o resultado primário (s) deve ser negativo (isto é, seja déficit primário). Dessa forma, declaram que, com o crescimento da taxa de juros mais lentamente do que a taxa de crescimento da produção, a razão dívida/PIB diminuirá e estabilizará a um valor constante no longo prazo, independentemente do nível do déficit primário. Um déficit primário maior apenas conduzirá à estabilização em uma razão dívida/PIB mais alta. No entanto, fazem a ponderação de quantificar a reação das taxas de juros do governo (e/ou do crescimento) a aumentos da dívida. Mesmo que os prêmios de risco de default sejam ignorados, uma dívida maior elevará as taxas de juros reais ao desestimular o investimento. Ou seja, partindo de uma situação inicial onde $r < g$, uma dívida

maior elevaria a taxa de juros real (r) e, possivelmente reduziria g , resultando na reversão da relação entre r e g , ponto no qual um ajuste fiscal é necessário para estabilizar a dívida.

5.3 Metodologia utilizada na presente pesquisa

A política fiscal é composta por dois instrumentos: política tributária e de gastos (despesas públicas). Para analisar os efeitos da política fiscal, deve-se considerar a dimensão intertemporal, de modo a restringir-se a uma restrição orçamentária intertemporal. Conforme abordado no Referencial Teórico na seção 5.2, a base para a sustentabilidade do déficit governamental parte da análise dos orçamentos públicos, cujo ponto de partida é a identidade orçamental que relaciona o déficit e as receitas, gastos e dívida pública. A evolução (acumulação) da dívida pública pode ser expressa pela equação, conforme Bohn (2005):

$$DEF_t = G_t - T_t + i_t \cdot D_{t-1} \quad (5.6)$$

na qual: DEF_t = déficit nominal no ano t ; T_t = receita total; G_t = gastos primários; D_{t-1} = dívida pública no final do ano $t - 1$; i_t = cobrança de juros.

Nesse sentido, considerando a evolução das contas do governo no tempo, o déficit público, conforme Vasconcellos et al. (2016), é expresso como:

$$G_t - T_t + rB_{t-1} = B_t - B_{t-1}, \quad (5.7)$$

em que $G_t = G + I_g$, ou seja, inclui os gastos primários e os investimentos públicos em infraestrutura (Formação Bruta de Capital Fixo).

O Banco Central do Brasil (BCB) utiliza a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP), que é a mesma definição de déficit público da equ. (5.7), sendo expressa como:

$$NFSP_t = G_t - T_t + iB_t \quad (5.8)$$

na qual: G_t = gasto público não financeiro (primário), que engloba gasto corrente mais investimento público; T_t = receita fiscal total (inclui receitas provenientes da emissão de moeda, senhoriagem), sendo $G_t - T_t$ o déficit primário; B_t = estoque da dívida pública no começo do período t ; e i = taxa de juros nominal da dívida pública.

No tocante à solvência e sustentabilidade da dívida pública, Vasconcellos et al. (2016) relata que o resultado nominal pode ser visto como a restrição orçamentária do governo, expressa por: $NFSP_t = B_{t+1} - B_t = G_t - T_t + rB_t$. Aplicando, nesta equação, substituição recursiva para frente (*forward*), e resolvendo-a para o estoque inicial da dívida pública, B_t , chega-se ao somatório dos superávits primários gerados ao longo de muitos períodos.

De acordo com o Referencial Teórico, pode-se concluir que a solvência fiscal exige que, no longo prazo, o estoque final da dívida pública seja nulo, que é a condição de transversalidade ou condição não-Ponzi relatada por Bohn (2005).

5.3.1 Análise da série temporal Dívida Líquida do Setor Público (DLSP)

A análise gráfica da série temporal DLSP em valores reais (milhões de reais) e em proporção do PIB, ilustra, visualmente, como se comportam essas séries, de forma a mostrar suas evoluções temporais no período em estudo, verificando, *a priori*, se satisfazem a condição de transversalidade ou condição não-Ponzi.

Decomposição da série DLSP/PIB

Em conformidade com a teoria econômica de séries temporais, destacamos Maindonald (2010), em que afirma que uma série é estacionária¹ quando a média do processo estocástico da variável é constante, bem como sua variância (σ^2) - homocedasticidade -, sendo estacionária de segunda ordem quando a correlação entre as variáveis depende somente do número de passos (k) no tempo que as separam, ou seja, da distância entre as defasagens no tempo. Também declara que, para melhor compreensão do processo gerador de dados de uma série temporal, sugere-se decompô-la em modelo aditivo ou multiplicativo, expresso pelas equações:

$$Z_t = T_t + S_t + \varepsilon_t \quad e \quad Z_t = T_t \cdot S_t \cdot \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (5.9)$$

nas quais: Z_t = DLSP/PIB, T_t = tendência, S_t = efeito sazonal e ε_t = termo de erro ou distúrbio.

Auto-covariância, Autocorrelação e Correlograma

Em conformidade com a teoria econômica de séries temporais, o autor Maindonald (2010) afirma que a autocorrelação ou correlação serial de um processo covariância estacionária é definida como a correlação de uma variável com ela mesma em diferentes períodos.

Sendo a série temporal estacionária de segunda ordem, pode-se definir uma função de auto-covariância (**acvf**), γ_k , como uma função de defasagem (*lag*) k , que não depende de t , visto que sua expectância (valor esperado) é a mesma em todos os tempos t .

A função de auto-correlação de defasagem k (**acf**), ρ_k , é definida como:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (5.10)$$

sendo $\gamma_0 = \sigma^2$ e, portanto, $\rho_0 = 1$.

Os **acvf** e **acf** são estimados a partir de uma série temporal pelas suas amostras. A **acvf** amostral é calculada pela fórmula:

$$c_k = \sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y}), \quad (5.11)$$

sendo $-1 < c_k < 1$. A **acf** amostral é calculada pela fórmula:

$$r_k = \frac{c_k}{c_0}. \quad (5.12)$$

Por *default*, a função **acf** produz um gráfico de r_k contra k , que é denominada de correlograma, no qual o eixo x fornece o *lag* (k) e o eixo y fornece a autocorrelação (r_k) em cada *lag*. Este gráfico apresenta as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial para todas as defasagens, até o número de defasagens especificados. A função de autocorrelação parcial investiga a correlação da variável da série no tempo t e uma defasagem k especificada, ignorando o efeito de outras defasagens.

Conforme Enders (2008), o correlograma deve convergir para zero se a série for estacionária. Também ressalta que as autocovariâncias e autocorrelações servem como ferramentas úteis na abordagem de Box-Jenkins (1976) para identificação e estimativa de modelos de séries temporais.

Segundo Hamilton (1994), se os dados seguem um processo Méida Móvel de ordem q , MA(q), então a autocorrelação será zero para defasagens maiores do que a ordem q especificada do processo. Se os dados seguem um processo autorregressivo de ordem p , AR(p), então a autocorrelação decairá gradualmente para zero como uma mistura de exponenciais e/ou senoides amortecidas. Um processo ARMA(p, q) tem **acf** infinita em extensão, que decai de cordo com exponenciais e/ou senoides amortecidas após a defasagem $q - p$.

¹De acordo com Enders (2008), na literatura, um processo estacionário também é chamado de covariância estacionário, fracamente estacionário, estacionário de segunda ordem ou estacionário em sentido amplo.

Testes para estacionariedade

Enders (2008) afirma que, não obstante as propriedades de um correlograma amostral sejam ferramentas úteis para detectar a possível presença de raízes unitárias ou tendências determinísticas, o método é necessariamente impreciso.

O teste mais usual para verificação da estacionariedade é o teste de raiz unitária. Conforme relata Hamilton (1994), o problema de raiz unitária aparece quando o polinômio característico autorregressivo apresenta raiz sobre o círculo unitário, e o caso protótipo é o passeio aleatório, caracterizando-se como a não estacionariedade do processo. Na sua primeira diferença, esse processo transforma-se em um ruído branco, que é estacionário, e a série é dita integrada de ordem 1, I(1).

Segundo Aiube (2013), os testes de raiz unitária mais conhecidos na literatura são DF (Dickey e Fuller) e ADF (Dickey Fuller Aumentado).

De acordo com Enders (2008), no teste Dickey-Fuller (DF), estima-se a equação: $\Delta y_t = \alpha_t + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$, sendo $\gamma = \alpha_3 - 1$. Testa a hipótese nula (H_0) de $\gamma = 0$, implicando em $\alpha_3 = 1$, sendo, neste caso, processo de y_t com raiz unitária, e executa os testes sob a série diferenciada em três configurações - podendo ser um passeio aleatório, ou um passeio aleatório com *drift*, ou com *drift* e tendência determinística -, contra a alternativa de $|\gamma| < 0$ ser estacionário.

A estatística de teste sobre γ não segue uma distribuição *t-Student*; em seu estudo de Monte Carlo, Dickey e Fuller apurou que os valores críticos para $\gamma = 0$ depende da forma da regressão e do tamanho da amostra, criando uma tabela de valores críticos apropriados a cada uma das configurações mencionadas acima.

O teste ADF (Dickey Fuller Aumentado), com hipóteses similares ao DF, inclui mudanças defasadas para as seguintes equações de teste:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

Assim, escolhida a estrutura e o número de defasagens p adequados à série de interesse, realiza-se o teste ADF e confrontam-se as estatísticas de teste obtidas com os valores críticos tabelados.

Visto que o teste inclui a tendência determinística, Dickey e Fuller também fornecem as estatísticas de testes F conjuntas para a hipótese H_0 conjunta.

Conforme Enders (2008), em adição ao uso de testes F e testes t , também é possível determinar o tamanho do *lag* usando um critério de informação como o AIC (Critério de Informação de Akaike) ou BIC (Critério de Informação Bayesiano Schwarz), supondo que os resíduos se comportem como processos de ruído branco. Determinar o *lag* correto é importante para capturar todos os efeitos relevantes.

Conforme William H Greene (2000), dois testes alternativos de estacionariedade da série ao teste ADF são KPSS e Phillips-Perron.

O teste KPSS (Kwiatkowski et al.) inverte a estratégia da estatística Dickey-Fuller, ou seja, é um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula (H_0) de estacionariedade do modelo:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (5.13)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad (5.14)$$

na qual: α é o intercepto; β_t é o termo de tendência linear; ε_t é o termo (série) de erro estacionário; z_t é a série estacionária *i.i.d.* com média zero e variância 1 (são normalizações convenientes, para média não-zero mudaria para α e variância diferente da unidade é absorvida em α).

O teste consiste em: se $\gamma = 0$, então a série y_t é estacionária se $\beta = 0$ (sem tendência), e é estacionária de tendência (estacionária em torno de uma tendência linear) se $\beta \neq 0$; e se $\gamma \neq 0$, a série é não estacionária.

Conforme Morettin (2011), o procedimento para escolha de um parâmetro de truncagem do número de defasagens proposto por Schwert (1989) é:

$$p_{max} = \left\lceil 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right\rceil \quad (5.15)$$

na qual: $\lceil x \rceil$ denota o maior inteiro menor ou igual a x .

Conforme William H Greene (2000), o teste Phillips-Perron foi desenvolvido supondo os erros correlacionados e possivelmente heterocedásticos, assim o procedimento do teste modifica a estatística de Dickey-Fuller, sendo as formas funcionais similares as de Dickey-Fuller:

$$y_t = \delta_t + \gamma y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (5.16)$$

na qual δ_t pode ser 0, μ , ou $\mu + \beta_t$. A hipótese nula é $\gamma = 1$, de raiz unitária.

5.4 Resultados Empíricos

Vasconcellos et al. (2016) ressalta que o conceito da solvência fiscal está associado à ideia de sustentabilidade da dívida pública, em que o principal indicador é a razão dívida/PIB, relacionando a dívida pública à atividade econômica (PIB), que é o fato gerador das receitas fiscais. No tocante à medida do tamanho da Dívida Pública, a mais ampla e conhecida é a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP), correspondente à soma dos passivos de todos os níveis do setor público, deduzidos dos ativos, a qual, de acordo com Garcia e Wilbert (2018), é considerada como um índice mais adequado para o cálculo do esforço fiscal.

Os dados mensais foram extraídos do *site* do Banco Central do Brasil (2024b), no período de janeiro/2014 a abril/2024, última data disponível do ano vigente. A metodologia, descrita na seção 5.3, foi aplicada sobre essa base de dados, visando obter os resultados de forma a identificar o comportamento das receitas e das despesas públicas e como essas séries se relacionam ao longo do período analisado.

A Tabela 5.1 apresenta a Estatística Descritiva das variáveis fiscais: Dívida Líquida do Setor Público em milhões de reais (DLSP), Dívida Líquida do Setor Público em percentual do PIB (DLSP/PIB) e Resultado Primário em milhões de reais (RP), basilares do estudo da sustentabilidade da dívida pública.

O primeiro passo para o exame do comportamento dessas séries temporais é a análise gráfica para fins de visualização da evolução das curvas no período em questão.

A Figura 5.7 mostra a evolução temporal das séries: Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) em valores reais e em proporção do PIB e Resultado Primário (RP) em valores reais. Pode-se observar uma tendência crescente para a série DLSP em valores reais e em percentual do PIB. O gráfico revela um *gap* entre a série DLSP e a série RP, em valores reais, indicando uma violação da restrição ao endividamento.

Tabela 5.1: Estatística Descritiva das séries no período 2014-2024

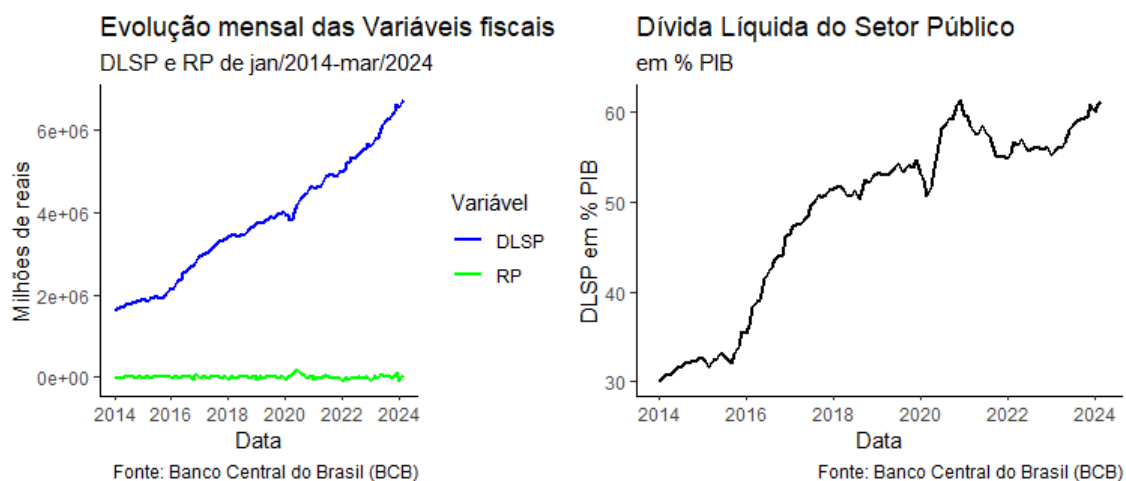
Estatísticas	DLSP	DLSP/PIB	RP
Min	1.613.203	30,01	-102.146
1° Quartil	2.621.707	42,59	-6.650
Mediana	3.753.994	52,66	11.047
Média	3.813.927	49,07	10.325
3° Quartil	4.898.031	56,14	22.408
Max	6.787.175	61,37	188.682
Desvio-padrão	1.455.107	9,826	38.905
Amplitude	5.173.972	31,36	290.828
Assimetria	0,23197	-0,7844	0,79076
Kurtose	2,06686	2,174	7,7219

Fonte: Elaboração própria

Embora a série DLSP/PIB, na Fig.5.7, indique um leve abrandamento dessa tendência crescente, revelando estar, parcialmente, coerente com a conclusão de Bohn (2005) - de que as séries fiscais escaladas pelo PIB são mais credíveis para análise e testes estatísticos -, observa-se ainda no gráfico uma tendência crescente, sugerindo uma não estacionariedade da série.

Considerando essas análises gráficas preliminares, que indicam a não estacionariedade da série DLSP, e em consonância com as conclusões de Bohn (2005), que alertam para a inadequação de séries fiscais não escaladas pelo PIB (ou seja, em valores brutos) no contexto de testes de raiz unitária, este estudo optará, a princípio, por uma análise gráfica da evolução temporal, em proporção do PIB, das variáveis fiscais que compõem a restrição orçamentária do governo.

Figura 5.7: Evolução mensal das variáveis fiscais e DLSP em %PIB.

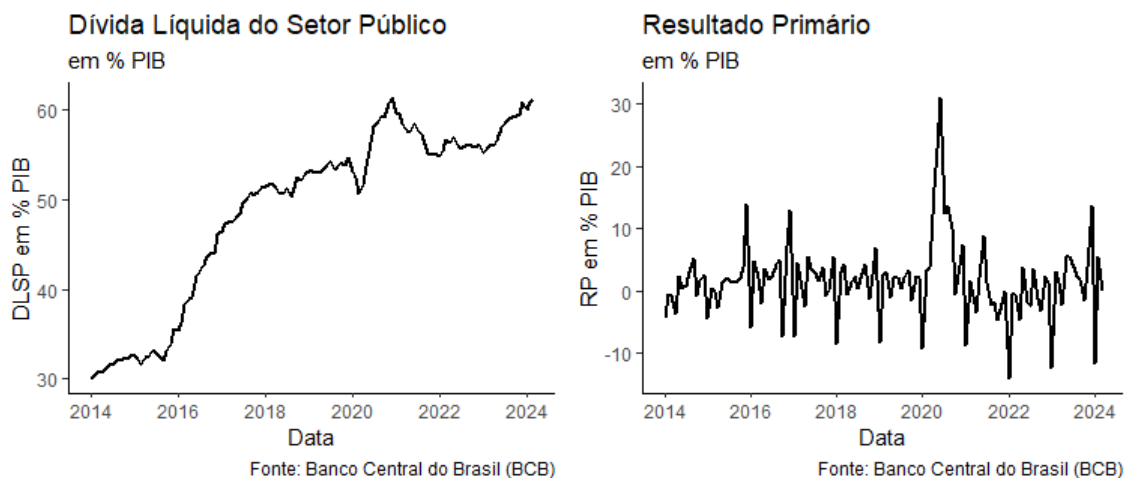


Fonte: Extraídos do do *site* do Banco Central do Brasil (2024b)

O gráfico da série DLSP/PIB na Figura 5.7 foi repicado na Fig. 5.8, mostrando a tendência crescente desta série no período em questão, ao passo que, para a série RP, indica uma estacionariedade.

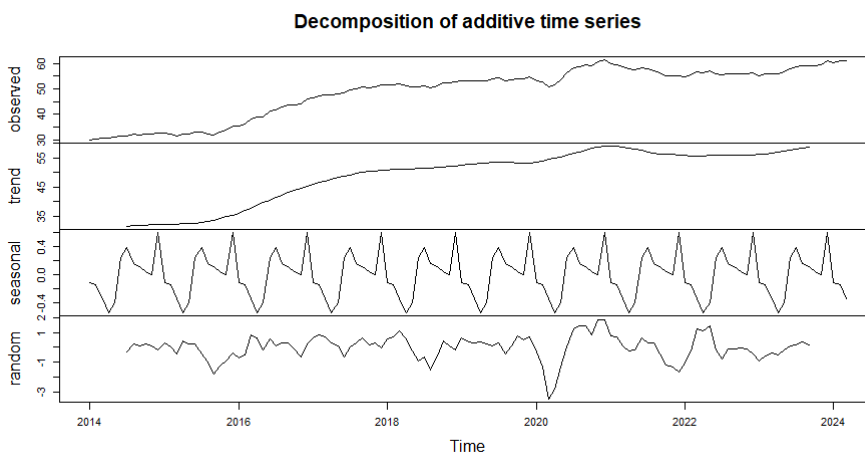
Dessa forma, para uma análise gráfica mais detalhada, a série da razão DLSP/PIB foi decom-

Figura 5.8: Evolução da DLSP e RP em % PIB de jan/2014-mar/2024.



posta, sendo realizada a decomposição aditiva desta série ilustrada na Fig. 5.9. O gráfico indica que a série é não estacionária, pois os componentes da série, como tendência, sazonalidade e termo de erro (ruído) não são constantes ao longo do tempo. A tendência mostra um crescimento constante ao longo do tempo, o que significa que a média da série está aumentando, violando a suposição de estacionariedade de média constante. A sazonalidade da série mostra um padrão periódico, com picos a cada ano. Isso significa que a variabilidade da série é maior em determinados períodos do ano, o que também viola a suposição de estacionariedade de que a variabilidade deve ser constante. O ruído da série é aleatório e não segue nenhum padrão. No entanto, a amplitude do ruído parece aumentar ao longo do tempo. Isso significa que a variabilidade aleatória da série está aumentando, o que também viola a suposição de estacionariedade de que a variabilidade aleatória deve ser constante.

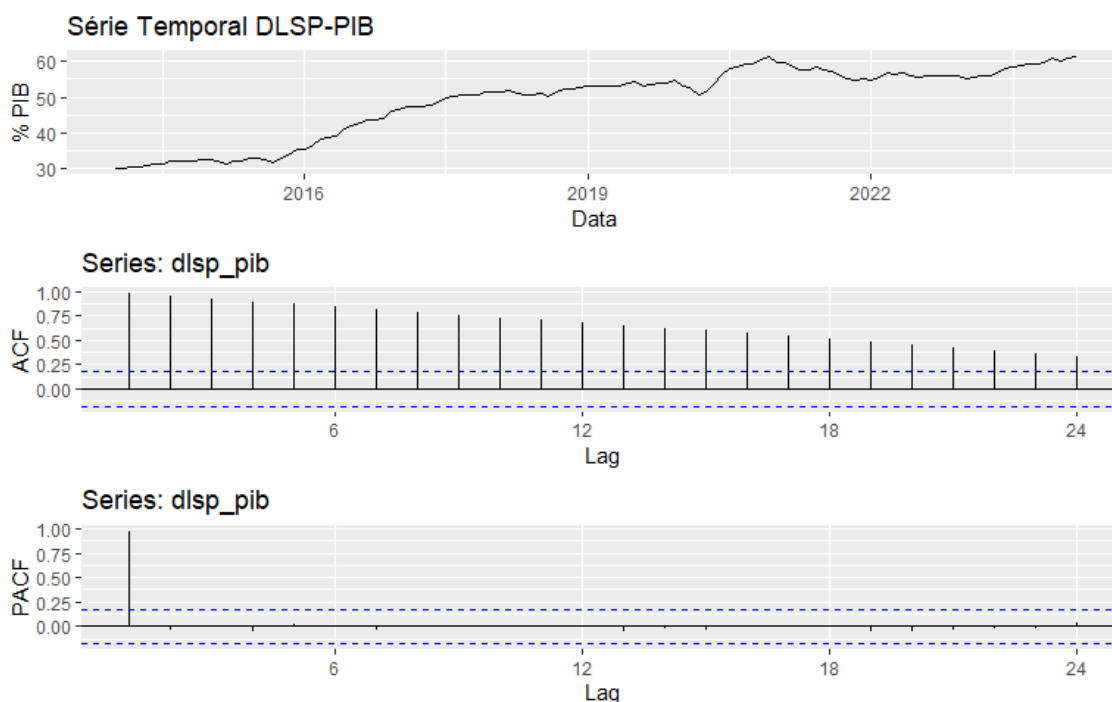
Figura 5.9: Decomposição da série DLSP em % PIB de jan/2014-mar/2024.



Fonte: Elaboração própria

A Fig. 5.10 mostra o correlograma da série DLSP/PIB. Observa-se que o correlograma apresenta um decaimento da função de autocorrelação da série DLSP/PIB, que, conforme Enders (2008), sugere um processo não-estacionário.

Figura 5.10: Correlograma da série razão DLSP/PIB e das funções de autocorrelação (acf) e autocorrelação parcial (pacf).



Fonte: Elaboração própria

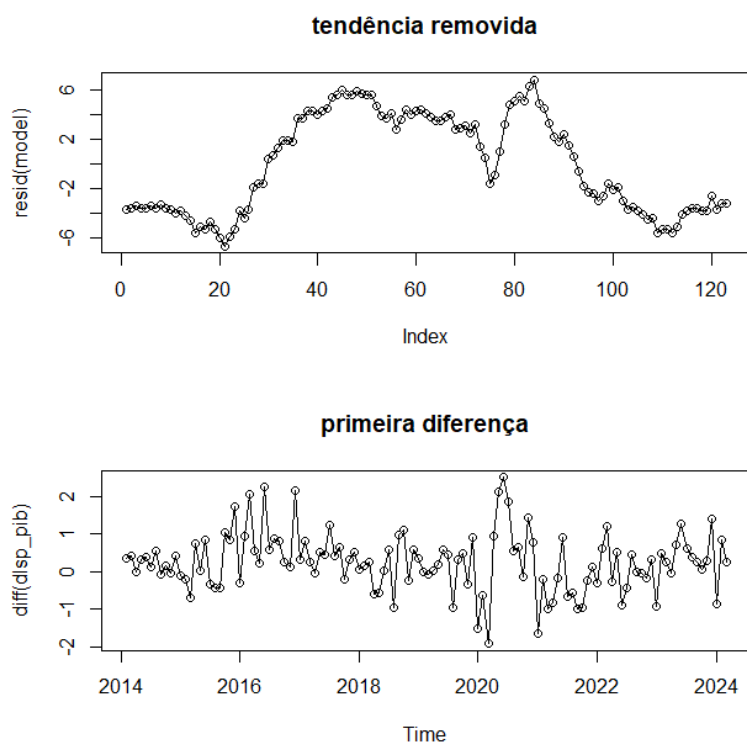
As análises gráficas da série DLSP em proporção do PIB, tanto pela sua decomposição quanto pelo seu correlograma, revelaram a não estacionariedade da série.

Nesse sentido, dando continuidade à análise de estacionariedade da série escalada pelo PIB, o próximo passo será direcionado para a análise comparativa da variabilidade da série original com a mesma série sem tendência e com ajuste sazonal (sem sazonalidade).

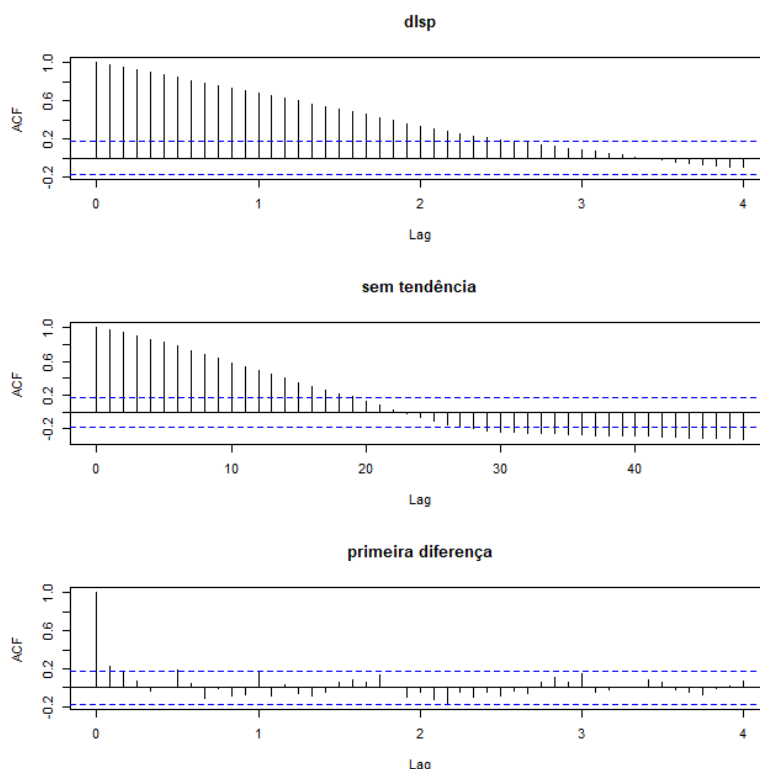
Os desvios-padrão resultantes são, aproximadamente, 9,825804 para a série original, 0,8830187 para a série sem tendência e 9,815321 para a série sem sazonalidade. Em outras palavras, esses resultados revelam que a tendência explica a maior parte da variabilidade da série, ou seja, a remoção da tendência reduz muito significativamente a variabilidade da série DLSP/PIB. Adicionalmente, a regressão estimada da tendência em relação ao tempo, expressa por: $dlsp_{pib} = 33,45 + 0,25t$, apresentou coeficientes altamente significativos ($p < 0,001$), com (R^2) e (R^2) ajustado de aproximadamente 83%, indicando que uma grande parte da variabilidade na série é explicada pelo tempo.

Diante desse fato, apresentam-se os gráficos e os correlogramas (acf) da série original, sem tendência e com primeira diferença, mostrado nas Fig. 5.11 e 5.12. Pode-se observar que a primeira diferença da série mostra-se estacionária, também confirmada pelo correlograma da função de autocorrelação (acf). A análise do correlograma sugere que a série temporal segue um processo autorregressivo de ordem baixa, possivelmente AR(1) ou AR(2).

Figura 5.11: Gráfico da série sem tendência e sua primeira diferença.



Fonte: Elaboração própria

Figura 5.12: Correlogramas **acf** da série original, sem tendência e com ajuste sazonal.

Fonte: Elaboração própria

As análises sobre a estacionariedade da série DLSP/PIB, indicando possível estacionariedade com base nos gráficos e correlogramas da série sem tendência e primeira diferença, segundo Aiube (2013), são de caráter qualitativo, sendo necessária sua formalização através de testes estatísticos que permitem identificar a estacionariedade da série temporal.

Nesse sentido, os testes ADF, KPSS e Phillips-Perron (PP) foram realizados sobre os dados das variáveis fiscais integrantes da equação de restrição orçamentária intertemporal do governo, no período da última década em análise, cujos resultados encontram-se sintetizados na Tabela 5.2.

Realizou-se o teste ADF da série DLSP/PIB (variável *dlsp_{pi}*), com uma e duas defasagens (que os critérios AIC e BIC selecionaram sem intercepto e sem tendência), cujos resultados apresentaram valores das estatísticas de teste superiores aos valores críticos da estatística *t*, não rejeitando a hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária aos níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%); portanto, sugerindo que a série DLSP/PIB é não estacionária. Além disso, no teste com duas defasagens (lags = 2), a estatística *t* do coeficiente para a segunda defasagem da diferença da série indica que este coeficiente não é estatisticamente significativo.

O teste KPSS da DLSP/PIB revelou uma estatística de teste superior aos valores críticos usuais, rejeitando, portanto, a hipótese nula de estacionariedade, ou seja, sugere não estacionariedade da série. O mesmo resultado de não estacionariedade foi indicado pelo teste PP, que não rejeitou a hipótese nula de raiz unitária.

Também foram realizados os testes ADF, KPSS e PP da série DLSP em valores reais (variável *dlsp_{mi}*), que indicaram não estacionariedade da série, confirmando o ilustrado na Fig. 5.7, que simula um *gap* entre as séries DLSP e RP, e mostra uma tendência crescente da série DLSP, que diverge de forma acentuada da série RP, ao longo do período em análise.

Alternativamente, seguindo a metodologia de J. D. Hamilton e M. A. Flavin (2000), Wilcox

Tabela 5.2: Testes de Raiz Unitária para Variáveis Fiscais, 2014-2024

Variável	ADF	KPSS	PP	Resultado
dlspmil	6,31	2,523	1,019	Não estacionária
rpmil	-5,443	0,084	-123,086	Estacionária
dlspfib	2,316	2,235	-1,733	Não estacionária
dlspvp	-11,525	1,363	-10,051	Indefinido (1)
rpvp	-7,796	0,056	-123,344	Estacionária
<i>Valores críticos:</i>				
1%	-2,58	0,739	-3,484	
5%	-1,95	0,463	-2,885	
10%	-1,62	0,347	-2,579	

Notas: As séries *dlspmil*, *dlspfib* e *dlspvp* representam a dívida líquida do setor público, em milhões de reais, em proporção do PIB e a valor presente, respectivamente; as séries *rpmil* e *rpvp* representam o resultado primário, em milhões de reais e a valor presente, respectivamente.

(1) Os testes ADF e PP sugerem estacionariedade, no entanto com ressalvas descritas no parágrafo a seguir, além disso o KPSS sugere não estacionariedade, razões pelas quais o resultado foi registrado indefinido nesta Tabela, não havendo evidência crível de uma estacionariedade da série.

Fonte: Elaboração própria

(1989) e Bohn (2005), de considerar o valor presente da restrição ao endividamento e a sustentabilidade da política fiscal, calculamos os valores presentes das séries temporais Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) e Resultado Primário (RP), em milhões de reais (variáveis *dlspvp* e *rpvp*, respectivamente), à taxa de desconto da Selic da última data disponível, atualizada no *site* do Banco Central do Brasil (2024b).

O somatório dos valores presentes das séries DLSP e RP, em milhões de reais, foram R\$19.556.923,00 e R\$15.101,83, respectivamente, indicando, *a priori* clara violação da restrição ao endividamento.

Realizou-se o teste ADF da série de valores presentes DLSP (*dlspvp*), com uma defasagem (que os critérios AIC e BIC selecionaram sem intercepto e sem tendência), cujo resultado apresentou valor da estatística de teste inferior aos valores críticos da estatística *t*, rejeitando a hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária aos níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%), o que sugere a estacionariedade da série DLSP a valor presente.

No entanto, surgem questionamentos sobre a confiabilidade desse resultado de estacionariedade da série DLSP a valor presente: (i) a equação de regressão estimada revelou alta significância estatística ($< 0,0001$) para o coeficiente da série defasada em 1 período ($dlspvp_{t-1}$), mas não significativo para a primeira diferença da série defasada em 1 período ($\Delta dlspvp_{t-1}$); (ii) tanto o R^2 como o R^2 ajustado apresentaram valores muito alto (aproximadamente 0,99); e (iii) o desvio-padrão dos resíduos da regressão foi extremamente alto (no valor de 3162). De acordo com William H Greene (2000), esses resultados de R^2 e R^2 ajustado combinado com não significância de um dos coeficientes, bem como desvio padrão extremamente alto dos resíduos da regressão (que sugere heterocedasticidade), podem levar a estimativas imprecisas dos parâmetros do modelo de regressão. Isso levanta dúvidas sobre a real estacionariedade da série DLSP a valor presente, mesmo que o teste ADF tenha indicado o contrário.

Além disso, o teste KPSS do valor presente da série DLSP apresentou resultado da estatística de teste superior aos valores críticos usuais, indicando evidências de não estacionariedade da série,

embora o teste PP ter indicado estacionariedade.

Com relação ao Resultado Primário (RP), as análises gráficas revelaram estacionariedade da série. Adicionalmente, foi aplicado o teste ADF da série RP a valor presente, com uma defasagem (que os critérios AIC e BIC selecionaram sem intercepto e sem tendência), cujo resultado apresentou valor da estatística de teste inferior aos valores críticos da estatística t , rejeitando a hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária, aos níveis de significância usuais (1%, 5% e 10%), e valor-p da estatística F indicou que o modelo é globalmente significativo, o que sugere evidências de que a série RP a valor presente é estacionária. Os testes KPSS e PP confirmaram a estacionariedade da série.

Portanto, o estudo empírico, tanto por meio de análises gráficas quanto por meio dos testes usuais de raiz unitária, gerou os seguintes resultados: (i) as séries DLSP/PIB (*dlsppib*) e DLSP a valor presente (*dlsppv*) revelaram evidências de não-estacionariedade; e (ii) a série RP em valores reais (*rpmil*) e a valor presente (*rpvp*) revelaram evidências de estacionariedade. Adicionalmente, o somatório dos valores presentes da série DLSP é de, aproximadamente, 1.295 vezes a soma dos valores presentes da série RP, apontando para uma perspectiva econômica levantada por Bohn (2005) de que os sucessivos governos - em proporções diferentes em cada mandato -, mostraram-se alheios à dívida pública, tomando decisões exógenas sobre tributação e gastos primários, o que leva a satisfação apenas por acidente das equações de restrição orçamentária intertemporal e da condição de transversalidade (dívida futura a valor presente convergindo a zero) se e somente se esses processos estocásticos tiverem a propriedade de que choques de políticas fiscais que aumentam déficit em um período sejam compensadas, a valor presente, por choques que reduzem o déficit em períodos subsequentes.

Cabe ressaltar aqui o argumento de Willems e Zettelmeyer (2022) de que se uma mudança na política for inviável por razões políticas ou sociais, ou devido a custos econômicos proibitivos (como custos da eficiência da gestão pública ou crescimento associados a corte de gastos públicos essenciais ou ao aumento de impostos já elevados), então a dívida é insustentável.

5.5 Conclusão

A sustentabilidade dos déficits governamentais é um tema atual e relevante, especialmente durante crises econômicas e fiscais, como o Brasil enfrenta desde 2014. A estabilidade das contas públicas é fundamental para a estabilidade macroeconômica, a confiança dos agentes econômicos e o crescimento sustentável no longo prazo.

Déficits prolongados podem levar a um aumento insustentável da dívida pública, aumentando os custos de financiamento e potencialmente causando crises fiscais. A literatura econômica tem discutido extensivamente as causas e os efeitos dos déficits governamentais, enfatizando que as políticas fiscais responsáveis são essenciais para garantir a sustentabilidade fiscal.

A gestão fiscal no Brasil tem sido desafiada por uma variedade de fatores, como recessões econômicas, crises políticas e flutuações nos preços das commodities. Além disso, a pandemia de COVID-19, que durou de 2019 a 2021, criou novas dificuldades para a sustentabilidade fiscal. Para mitigar os efeitos sociais e econômicos da pandemia, houve um aumento significativo dos déficits, o que aumentou as preocupações sobre a sustentabilidade da dívida pública.

O presente trabalho analisou o comportamento das contas públicas, no período de janeiro/2024 a abril/2024, visando avaliar se o governo brasileiro, nesta última década, adotou uma política fiscal sustentável, de forma a gerar uma sequência de superávits primários suficientes para evitar o rápido crescimento do endividamento.

Conforme desenvolvido extensivamente no Referencial Teórico, seção 5.2, a variável chave, que pode indicar uma trajetória de sustentabilidade do déficit governamental, é a Dívida Líquida do Setor Público (DLSP). Nesse sentido, a pesquisa concentrou-se na evolução temporal da DLSP, em

valores reais, em proporção do PIB e a valor presente, tendo como taxa de desconto a última taxa Selic publicada pelo site do Banco Central do Brasil (2024b).

Graficamente, o comportamento da série DLSP em valores reais e em proporção do PIB mostraram uma tendência crescente, e os testes ADF, KPSS e PP de estacionariedade indicaram evidências de não estacionariedade das mesmas.

Visando examinar a evolução temporal da série a valor presente, com base nos estudos, principalmente, de J. D. Hamilton e M. A. Flavin (2000), Wilcox (1989) e Bohn (2005), de forma a verificar se as políticas fiscais do governo brasileiro, no período, satisfizeram a restrição ao endividamento, foram calculados o valor presente das séries RP e DLSP, descontadas à taxa Selic mais recente.

Notadamente nas análises gráficas, os testes ADF, KPSS e PP sugerem estacionariedade da série Resultado Primário (RP) a valor presente. No entanto, quanto à série Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) a valor presente, o teste KPSS sugere a não estacionariedade da mesma; os testes PP e ADF sugerem estacionariedade, contudo com algumas ressalvas neste último teste, tais como: (i) alta significância estatística ($< 0,0001$) para série defasada de um período, não significância para primeira diferença defasada de um período; (ii) tanto o R^2 como o R^2 ajustado apresentaram um valor muito alto (aproximadamente 0,99); e (iii) o desvio padrão dos resíduos extremamente altos, indicando evidências de heterocedasticidade, o que podem levar a estimativas imprecisas dos parâmetros deste modelo de regressão OLS. Essas divergências de resultados entre os testes sugerem não haver evidências de estacionariedade para a série DLSP a valor presente. Adicionalmente, o somatório dos valores presentes da série DLSP mostraram ser aproximadamente 1.295 vezes a soma dos valores presentes da série Resultado Primário (RP).

Segundo Nathaniel e Olalekan (2018), que utiliza a metodologia da restrição orçamentária intertemporal do governo a valor presente para análise da sustentabilidade da dívida, caso a restrição intertemporal do governo em termos de valor presente não seja satisfeita, então a dívida não é sustentável a longo prazo. Portanto, as análises gráficas qualitativas e quantitativas dos testes estatísticos formais da série DLSP em relação ao PIB e a valor presente indicam não haver evidências de estacionariedade dessas séries, o que sugere, com base no Referencial Teórico, que não são encontradas evidências a favor da sustentabilidade do déficit governamental.

6. Políticas Fiscais e Monetárias



Políticas fiscais e monetárias ativa e passiva: uma análise para o Brasil)

Fabício Chaves Vasconcelos
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

As políticas fiscais e monetárias afetam a economia, pois impactam elementos macroeconômicos como PIB, inflação e emprego. É importante estudar as interações entre estas políticas para avaliar a eficácia das medidas do governo e do Banco Central. Este artigo identifica relações causais entre a política monetária, a política fiscal, o nível de preços e outras variáveis do ciclo de negócios no Brasil, com o objetivo de determinar a presença de dominância monetária ou fiscal, entre 2005 e 2019. A definição de dominância fiscal utilizada é a incapacidade da política monetária de controlar a inflação. Por meio de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) Bayesiano identificado por heterocedasticidade, os resultados permitem concluir que neste período não houve dominância fiscal, pois observa-se um efeito negativo e persistente do choque de política monetária sobre o nível de preços, enquanto a Dívida Pública não possui efeito causal bem definido sobre a inflação. Portanto, o nível geral de preços durante o período de interesse não foi determinado por considerações fiscais, contrariando a Teoria Fiscal do Nível Geral de Preços. Cabe ressaltar que existe um *feedback* bem definido de curto prazo entre a Dívida Líquida do Setor Público e a Política Monetária, porém esses efeitos são secundários, denotando um mecanismo de realimentação. Além disso, confirmamos a importância da incorporação dos efeitos das variáveis de spread de juros e crédito em conjunto com a transmissão da política monetária, pois seus choques afetam o ciclo de negócios.

6.1 Introdução

As políticas fiscais e monetárias têm um papel crucial na dinâmica da economia, pois exercem uma influência significativa em elementos macroeconômicos como crescimento do PIB, inflação, níveis de emprego e estabilidade financeira. A análise das interações entre as políticas fiscais e monetárias é fundamental para julgar a efetividade das ações governamentais e do Banco Central. Também ajuda a identificar possíveis desequilíbrios e dilemas. Compreender estas políticas é vital para desenvolver estratégias que promovam o desenvolvimento sustentável, diminuam as disparidades sociais e ampliem o bem-estar dos agentes econômicos.

Neste sentido, completaremos 30 anos desde que o Brasil embarcou em um programa de estabilização macroeconômica de grande alcance, o Plano Real, que obteve sucesso no controle da inflação, contribuindo para a redução da pobreza. Porém, o plano sofreu algumas mudanças na condução das políticas monetárias e fiscais ao longo do tempo. Em 1999, a âncora cambial da política monetária foi abandonada, introduziu-se um sistema de metas de inflação e uma meta de superávit primário (RIGOLON; GIAMBIAGI, 1999).

Ao adotar o câmbio flutuante, o Banco Central do Brasil recuperou o controle da política monetária e a taxa de câmbio passou a ser a variável responsável por absorver choques externos. Concomitantemente com um sistema fiscal com metas para o superávit primário, o objetivo de manter a estabilidade da dívida pública e dar credibilidade ao governo, as políticas fiscal e monetária agiram juntas para atingir as metas de planejamento (AFONSO et al., 2016).

Esta dinâmica entre ambas as políticas é objeto de estudo de vasta literatura especializada. Diversas publicações analisam situações em que choques de uma política são mais efetivos que os choques da outra sobre determinados agregados macroeconômicos, além de relações de dominância ou passividade de uma em relação à outra.

Não há um consenso sobre o tema, e diversos autores de diferentes escolas de pensamento econômico apontam suas visões. Para os monetaristas, sob neutralidade da moeda, a política monetária possui papel relevante no controle da inflação, e a política fiscal é menos importante (FLORA; SANTOLIN, 2023). Sargent, Wallace et al. (1981) questionaram esta visão, apontando a existência de dois tipos de regime. O regime de dominância fiscal ocorre quando a política fiscal domina a política monetária, e a dominância monetária ocorre quando a política monetária domina a política fiscal. Leeper (1991) estende o arcabouço anterior para políticas ativas e passivas. Uma política passiva obedece às restrições impostas pela ativa. Diversos trabalhos estabelecem a presença de regimes de dominância fiscal ou monetária para determinado país e período, analisando a dinâmica entre variáveis como PIB, dívida interna e externa, câmbio, inflação, taxa de juros, risco-país.

Blanchard (2005), quando as condições fiscais estão ruins, um aumento na taxa de juros tem mais probabilidade de levar a uma depreciação do que a uma apreciação da moeda. Neste caso, a política fiscal, e não a política monetária, é o instrumento para diminuir a inflação. Torna-se importante analisar o tema da dominância fiscal e da dominância monetária, principalmente em países emergentes, na medida em que há desconfiança em relação à elevação dos juros como instrumento de controle inflacionário. Esta desconfiança decorre tanto dos feedbacks entre aumento de juros e risco-país via serviço da dívida, quanto da redução de investimentos pelo efeito negativo no passivo das firmas, fruto da desvalorização cambial (CARNEIRO; WU, 2005). Outra hipótese teórica para a ocorrência da dominância fiscal é a Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), onde um aumento da taxa de juros eleva o custo da dívida interna, acelerando a inflação (WOODFORD, 1995).

Fernandes (2017) argumenta que na situação de dominância monetária, não há dependência da utilização da senhoriagem para o gerenciamento da dívida, de modo que a política monetária é o instrumento adequado para o controle da inflação. Esta dinâmica é consistente com a proposta por Friedman (1948), em que apenas a autoridade monetária possui influência sobre a inflação, e que esta pode ser controlada permanentemente por meio do volume de moeda condicionada à elevação real do produto. (FLORA; SANTOLIN, 2023)

No entanto, deve-se discorrer sobre esta literatura avaliando diferentes conceitos, enfoques, métodos, modelos e períodos de análise, que geraram resultados distintos. Nesse sentido, Fernandes (2017) demonstra que a utilização de modelos diferentes traz respostas variadas. O modelo de Blanchard (2005), traz resultados bastante distintos de Tanner e Ramos (2003) e Zoli (2005), para a presença de dominância fiscal na economia brasileira, entre 2011 e 2016. Um modelo DSGE baseado em Benigno e Woodford (2003) e Nunes e Portugal (2009) indicou dominância monetária em todo o intervalo, ao contrário dos anteriores. Flora e Santolin (2023) concluíram que no regime de alto endividamento brasileiro houve dominância monetária, e não dominância fiscal, como sugerido por Blanchard (2005).

Por fim, é muito importante para o *decisionmaker* saber se há uma situação de dominância fiscal ou monetária para o Brasil. Ter esta informação de forma precisa é fundamental para a condução das políticas monetária e fiscal. As ações podem variar consideravelmente em cada caso. Esta pesquisa busca revisar a literatura relacionada, visando a escolha do melhor método para a análise

da dinâmica entre as políticas fiscais e monetárias na economia brasileira, entre 2005 e 2020. A escolha do período deve-se à disponibilidade de dados e a consolidação do tripé macroeconômico, optando-se pela não inclusão da pandemia de SARS-CoV-2.

A presente pesquisa está dividida em 8 seções. A seção 2 apresenta o referencial teórico das políticas fiscais e monetárias ativas e passivas, além de uma pesquisa bibliométrica sobre o tema. A seção 3 insere o contexto macroeconômico brasileiro. As seções 4 e 5 expõem resultados de políticas fiscais e monetárias do Brasil. A seção 6 descreve as metodologias e modelos utilizados na literatura, assim como a metodologia escolhida para o presente trabalho. A seção 7 apresenta os dados, a estimação do modelo e os resultados. A seção 8 conclui o artigo.

6.2 Referencial Teórico

Na presente seção, é apresentada a teoria básica acerca do tema, além do referencial relevante na literatura relativa à dinâmica entre políticas monetárias e fiscais.

6.2.1 Políticas Fiscais

Política fiscal pode ser definida como um conjunto de medidas adotadas pelo governo para administrar suas receitas e despesas. Por meio da política fiscal, o governo pode influenciar a demanda agregada, a distribuição de renda e os níveis de endividamento público. De acordo com Leeper (1991), a política fiscal refere-se ao conjunto de medidas adotadas pelo governo para gerenciar seus gastos, receitas e dívida pública, com o objetivo de influenciar a atividade econômica e alcançar metas específicas, como estabilidade, crescimento e distribuição de renda. A política fiscal envolve decisões sobre impostos, gastos públicos, subsídios, transferências e dívida pública. Essas decisões afetam o equilíbrio entre receitas e despesas do governo, gerando déficits ou superávits fiscais.

A política fiscal pode ser classificada como expansionista, quando o governo aumenta seus gastos ou reduz impostos para estimular a economia, ou contracionista, quando o governo reduz gastos ou aumenta impostos para conter a inflação e controlar o déficit público. A eficácia da política fiscal depende de diversos fatores, como a capacidade do governo de financiar seus gastos, a resposta dos agentes econômicos às medidas adotadas e a coordenação com outras políticas, como a monetária.

Os objetivos principais da política fiscal são o crescimento econômico, o nível de emprego, e a estabilidade dos preços. Estes objetivos podem ser alcançados por meio da tributação, diminuindo ou aumentando impostos para geração de receitas, pelos próprios gastos públicos, diminuindo ou aumentando as suas despesas, pelas transferências de renda e programas de fomento para a sociedade. A relação entre política monetária e fiscal é complexa e existem diferentes visões sobre o tema. A teoria keynesiana está preocupada com o nível de demanda agregada da economia. Portanto, o uso de déficits fiscais via gastos do governo para aumentar consumo e investimento se torna o instrumento mais utilizado. A política monetária também pode ser empregada via redução dos juros, porém governo e autoridade monetária devem trabalhar juntos.

Políticas Fiscais - Política Ativa versus Política Passiva

Os monetaristas acreditam que a política fiscal deve focar no controle de gastos públicos, a política monetária deve ser previsível para controlar a inflação e gerar crescimento, resultando em menor coordenação entre as duas. Porém, de acordo com Friedman (1995), não se deve esperar muito da política monetária. Ele argumentou que a política monetária não poderia influenciar permanentemente os níveis de produção real, desemprego ou taxas reais de retorno dos títulos. Sargent, Wallace et al. (1981) incluiu a taxa de inflação, especialmente no longo prazo, na lista de coisas que a política monetária não poderia controlar, expandindo a lista de Friedman. Quando a política fiscal domina a política monetária, a autoridade fiscal define de forma independente seus

orçamentos, anunciando todos os déficits atuais e futuros, para determinar o montante da receita que deve ser levantada através de vendas de títulos e senhoriagem. Quando a política fiscal é dominada pela política monetária, as suas restrições são impostas pela demanda por títulos, uma vez que deve definir seu orçamento para que quaisquer déficits possam ser financiados por uma combinação de senhoriagem escolhida pela autoridade monetária e venda de títulos ao público.

Leeper (1991) argumenta que quando a política fiscal é ativa, o governo altera deliberadamente gastos e receitas para influenciar a economia. Exemplos: aumento do investimento público em infraestrutura durante uma recessão, corte de impostos para estimular o consumo. Quando a política é passiva, ocorrem ajustes automáticos nas receitas e despesas do governo em resposta às mudanças na economia. Exemplo: arrecadação de impostos cai durante uma recessão, levando a um déficit fiscal automático. Carneiro e Wu (2005) consideram a política fiscal como um dado e analisam como o déficit fiscal e a necessidade de financiamento pelo governo afetam a dinâmica da economia e a eficácia da política monetária. O foco está na sustentabilidade fiscal e na relação entre o déficit fiscal e a política monetária.

Nunes e Portugal (2009) não se concentram em políticas fiscais específicas, mas sim na postura fiscal geral do governo após o regime de metas de inflação no Brasil. Os autores caracterizam a postura fiscal ativa por ajustes fiscais proativos para estabilizar a economia e alcançar metas específicas, como a redução do déficit fiscal ou da dívida pública. A passiva se caracteriza por uma falta de ajustes fiscais significativos, com o governo respondendo passivamente às mudanças na economia.

6.2.2 Políticas Monetárias

A política monetária possui como objetivo principal o controle da inflação. Para isso, o Banco Central utiliza uma série de instrumentos, como a taxa básica de juros, influenciando o custo de crédito para os agentes, reservas compulsórias, alterando o montante que os Bancos são obrigados a manter depositados, e operações no mercado aberto, comprando títulos públicos para aumentar a oferta de moeda e vendendo títulos públicos para diminuir a oferta de moeda. Também são objetivos da política monetária o crescimento econômico, a estabilidade do poder de compra da moeda e o bem-estar econômico da sociedade, como definidos pelo Banco Central. (MENDONÇA, 2006)

Quando a política monetária domina a política fiscal, a autoridade monetária define de forma independente a política, podendo anunciar taxas de crescimento da base monetária para o período atual e todos os períodos futuros. Ao fazer isso, a autoridade monetária determina o valor de receita que ofertará à autoridade fiscal por meio de senhoriagem. Quando a política monetária é dominada pela política fiscal, a autoridade monetária enfrenta restrições impostas pela demanda por títulos do governo, pois deve tentar financiar com senhoriagem qualquer discrepância entre a receita exigida pela autoridade fiscal e a quantidade de títulos que podem ser vendidos ao público. Embora tal autoridade monetária ainda possa ser capaz de controlar a inflação permanentemente, é menos poderosa do que uma autoridade em situação de dominância sobre a política fiscal. Se os déficits da autoridade fiscal não podem ser financiados apenas pela venda de novos títulos, então a autoridade monetária é forçada a criar dinheiro e tolerar inflação adicional. (FLORA; SANTOLIN, 2023)

Políticas Monetárias - Política Ativa versus Política Passiva

As perspectivas sobre a relação entre as políticas fiscal e monetária são ainda mais desafiadoras. O contexto macroeconômico, preferências políticas, diminuição secular da força de trabalho via envelhecimento da população, sustentabilidade, justiça social e integração econômica, se tornaram novos parâmetros a serem observados. Uma abordagem flexível e pragmática pode se tornar necessária, principalmente diante das divergências acerca da dominância de cada política em determinado período. No Brasil, por exemplo, há dificuldades de encontrar modelos que apresentem interação entre as políticas, sendo o SAMBA do Banco Central o modelo mais completo. Trabalhos

como Muscatelli et al. (2004) tornam o tema ainda mais complexo, pois argumentam que as respostas das políticas monetária e fiscal dependem do tipo de choque enfrentado pela economia. Friedman (1948) defendia uma política monetária relativamente ativa, mas baseada em regras. Ele propunha uma taxa de crescimento constante da oferta monetária para promover estabilidade econômica a longo prazo. Blanchard (2005) pressupõe uma política monetária ativa, onde o Banco Central utiliza a taxa de juros como instrumento para controlar a inflação. Por outro lado, a política fiscal brasileira analisada no artigo pode ser interpretada como passiva, pois o aumento da dívida pública decorre de déficits fiscais persistentes.

De acordo com Leeper (1991), quando a política monetária é ativa, o Banco Central manipula instrumentos monetários como taxa de juros, reservas internacionais e operações de mercado aberto para influenciar a economia. Exemplo: aumento da taxa de juros para conter a inflação. Quando a política monetária é passiva, o Banco Central responde às mudanças na economia, ajustando automaticamente seus instrumentos monetários. Exemplo: redução da taxa de juros em resposta à recessão. O artigo destaca a importância da coordenação entre política fiscal e monetária para alcançar o equilíbrio econômico. Ele demonstra que políticas fiscais sustentáveis (localmente Ricardianas) permitem maior flexibilidade para a política monetária, mesmo em economias abertas. Por outro lado, políticas fiscais insustentáveis podem tornar a economia vulnerável à instabilidade, mesmo com uma política monetária ativa. Woodford (1995) foca na relação entre a determinação do nível de preços e o controle de agregados monetários, desafiando a visão tradicional da política monetária ativa. Woodford critica a necessidade de controle rígido da quantidade de moeda pelo Banco Central. Muscatelli et al. (2004), considera a política fiscal como um dado e analisa como choques fiscais afetam a economia e como a política monetária deve responder. A política monetária é considerada ativa, pois o Banco Central ajusta a taxa de juros para responder a choques fiscais e manter a estabilidade de preços.

Tanner e Ramos (2003), consideram se o regime de política monetária é dominante em relação à política fiscal, ou vice-versa, no Brasil. O artigo considera que só há evidência de um regime de dominância monetária entre 1995 e 1997, depois do plano real, mas antes da crise asiática. Carneiro e Wu (2005) investigam a perda de eficácia da política monetária no contexto da dominância fiscal. Os autores argumentam que, em alto grau de endividamento público, a política monetária perde capacidade de controlar a inflação. O estudo defende uma política monetária ativa, mas reconhece que sua eficácia pode ser limitada pela dominância fiscal. Nunes e Portugal (2009) analisam a interação entre a política fiscal e a política monetária no Brasil após o regime de metas de inflação. Os autores argumentam que a postura fiscal do governo pode influenciar a eficácia da política monetária no controle da inflação e na promoção do crescimento econômico.

Quando a política monetária é ativa, ajustes proativos na taxa de juros alcançam metas específicas, como o controle da inflação ou o estímulo ao crescimento econômico. Flora e Santolin (2023) investigam se o regime de política monetária no Brasil entre 1999 e 2022 configurou um cenário de dominância monetária ou fiscal. Os autores analisam a capacidade do Banco Central de controlar a inflação através da política monetária. O estudo considera o Banco Central como agente ativo, pois a autoridade monetária definia a política de forma independente, sem a preocupação de financiar a dívida pública, já que a autoridade fiscal realizou esforço de superávit primário nos períodos de alto endividamento público, chegando à conclusão contrária de Blanchard (2005).

Quando a política monetária é passiva, a autoridade monetária responderá aos choques da dívida pública. Seu comportamento é limitado por otimização e pelas ações da autoridade ativa (LEEPER, 1991). Neste caso, a regra fiscal não responde fortemente aos choques da dívida pública, e não há um ajuste dos impostos diretos. O déficit orçamentário não é financiado pelos impostos futuros. A autoridade monetária não consegue estabilizar a inflação e a regra monetária reage aos choques da dívida pública. Ela obedece às restrições impostas pela política fiscal. Desse modo, os choques da dívida pública geram um crescimento inflacionário, os preços dependem do passivo do governo e as

taxas de juros nominais dependem da relação entre moeda e dívida (FLORA; SANTOLIN, 2023)

As políticas monetária e fiscal também podem se comportar ao mesmo tempo ora de maneira passiva, ora de maneira ativa. Se as políticas monetária e fiscal são passivas, ambas se preocupam com sustentabilidade da dívida pública. Não há uma restrição imposta pela autoridade ativa nem a preocupação com a estabilidade do nível de preços. Há crescimento da oferta monetária para que o orçamento seja equilibrado e, conseqüentemente, ocorre aumento da inflação. Se ambas as políticas são ativas, não levam em consideração a restrição orçamentária. Ambas buscam a estabilidade do nível de preços e não há garantia da elevação da oferta monetária suficiente para financiar a dívida pública (FLORA; SANTOLIN, 2023)

6.2.3 Bibliometria

A bibliometria utiliza estatística e matemática para analisar a produção da informação científica, por meio de aspectos quantitativos como o número de publicações, citações, autores e instituições.

A bibliometria nos auxilia na identificação das áreas, que estão recebendo mais atenção da comunidade científica ou crescendo em ritmo acelerado, com o intuito de tomar decisões sobre a alocação de recursos nas pesquisas de maior impacto. O número de citações de um artigo, por exemplo, pode demonstrar sua relevância e influência sobre os pesquisadores, assim como o número de publicações em periódicos renomados e a participação em projetos de pesquisa relevantes pode demonstrar o desempenho de pesquisadores e instituições. Podemos observar a contribuição de cada um para o avanço do conhecimento. Porém, índices qualitativos e quantitativos de avaliação devem ser somados, sendo vistos por muitos como mais reprodutíveis e menos sujeitos a vieses pessoais. (THOMAZ et al., 2011)

A bibliometria também identifica tendências. Analisando-se grandes volumes de dados bibliométricos, é possível observar padrões e detectar áreas de pesquisa que estão em ascensão, em declínio ou em transformação. Essas informações são valiosas para cientistas, gestores de pesquisa e formuladores de políticas (SOUSA et al., 2024). A análise bibliométrica também pode identificar quais instituições e pesquisadores colaboram mais entre si, quais redes de pesquisa são melhores em diferentes áreas do conhecimento, e o impacto e a reputação dos periódicos, permitindo que pesquisadores escolham os melhores locais para publicar seus trabalhos (GUIMARÃES et al., 2021).

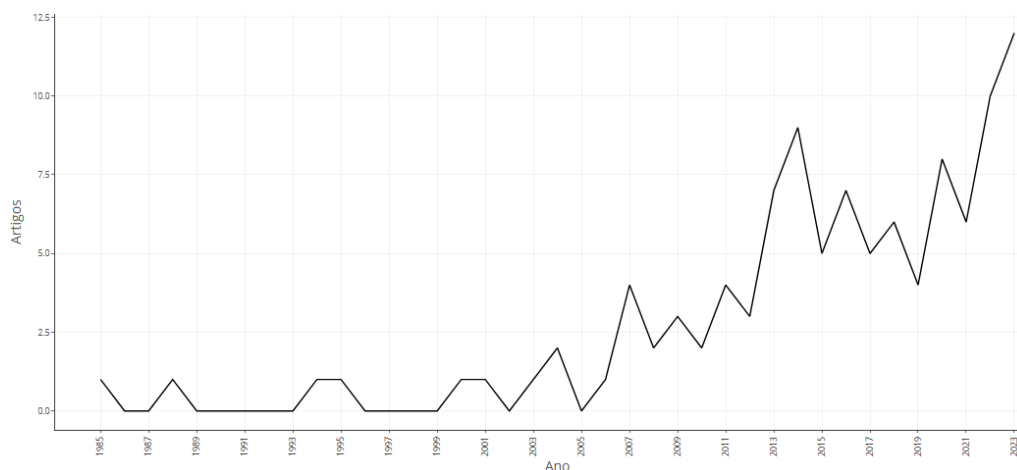
A análise bibliométrica das políticas fiscais e monetárias ativas e passivas não é simples, pois as expressões chave relativas ao tema são utilizadas em amplo escopo científico, com significados variados. Para sondar os artigos, autores e instituições com publicações relacionadas, a base scopus da Elsevier foi utilizada, retornando 107 resultados, A busca foi feita sob as palavras "fiscal", "monetary" e "Brazil", filtradas para o setor de economia, com a utilização do software R e do pacote bibliometrix.

Os resultados da pesquisa bibliométrica denotam uma amplitude temporal de maior interesse pelo assunto a partir de 1985. 67 fontes diferentes de informação, sejam jornais, periódicos e livros contribuem com a literatura relativa ao tema, totalizando 107 documentos. A taxa de crescimento anual da publicações é de 6,76 por cento, sendo a idade média dos documentos de 8,99 anos. O número de citações médias por trabalho é de 6,832. 211 autores estudaram o tema, produzindo 87 artigos, 1 livro, 11 capítulos de livros, 2 editoriais e 6 outros tipos de documentos.

Os gráficos sobre a produção bibliométrica estão abaixo:

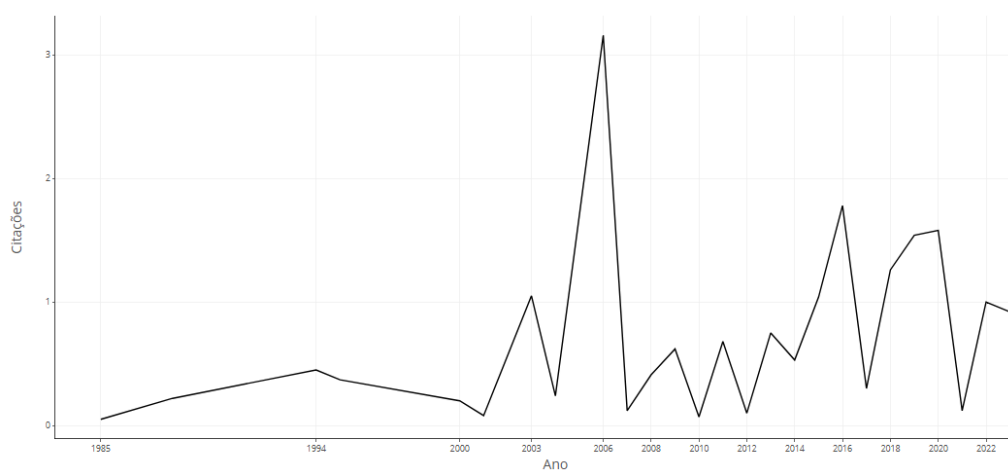
Como pode ser visto na figura 6.1, a produção científica anual permaneceu estável até os anos 2000, iniciando uma trajetória de crescimento a partir de 2005. Vale ressaltar ainda o aumento no número de publicações em 2023, o maior da série histórica.

Figura 6.1: Produção Científica Anual.



Fonte: Elsevier Scopus, 2024.

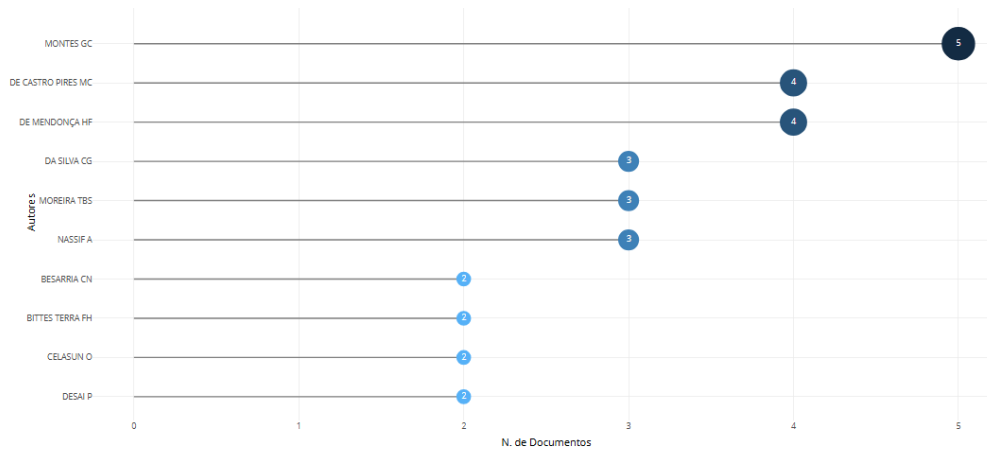
Figura 6.2: Média de Citações Por Ano.



Fonte: Elsevier Scopus, 2024.

Como podemos observar na figura 6.2, a média de citações por ano não apresentou grande crescimento durante o período.

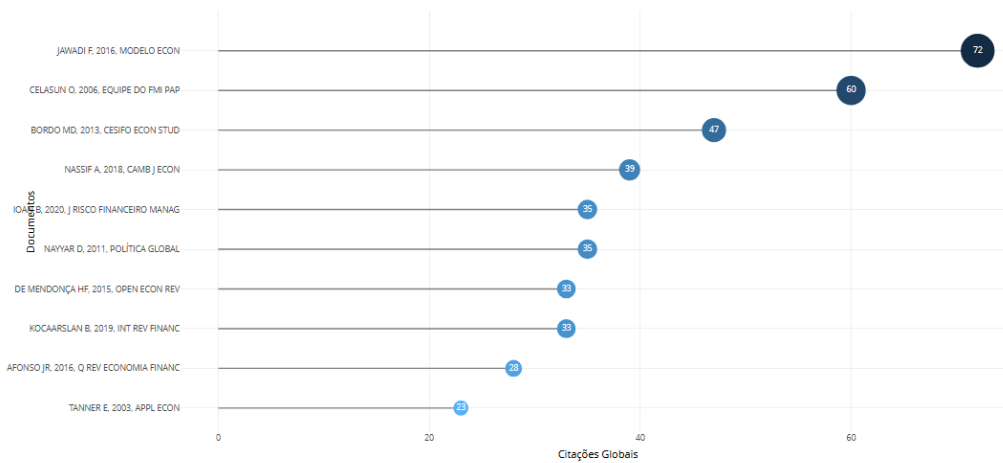
Figura 6.3: Autores Mais Relevantes.



Fonte: Elsevier Scopus, 2024.

A figura 6.3 mostra que os autores principais são Gabriel Caldas Montes, Manoel Carlos De Castro Pires e Helder Ferreira de Mendonça. Porém, tais autores não abordam especificamente se houve dominância monetária ou fiscal no Brasil. Eles estudam diversas implicações das políticas monetárias e fiscais em relação aos agregados macroeconômicos. Portanto, para o trabalho atual, organizou-se a literatura de forma ad hoc, levando-se em consideração artigos relevantes sobre o tema.

Figura 6.4: Documentos Mais Citados no Mundo.



Fonte: Elsevier Scopus, 2024.

A figura 6.4 mostra os documentos mais citados internacionalmente. São painéis sobre os BRICS, países em desenvolvimento, ou zona do euro. Porém, dois artigos relativos ao Brasil, fazem parte do nosso escopo e são citados neste trabalho Afonso et al. (2016) e Tanner e Ramos (2003).

6.3 Contexto Econômico do Brasil

Segundo Afonso et al. (2016), as instituições monetárias e fiscais desempenharam papel decisivo na estabilização da economia brasileira desde meados da década de 1990. Entretanto, tanto

a formulação dos instrumentos monetários e fiscais, quanto a sua implementação e consolidação, não foram resultado de planejamento estratégico. As reformas institucionais foram, em geral, realizadas em resposta a uma sucessão de desafios internos e, principalmente, crises externas.

Isto está de acordo com Tanner e Ramos (2003), cuja análise do caso do brasileiro entre 1991 e 2000, sugere um período de alta inflação e reformas econômicas. O estudo investigou se o regime de metas de inflação implementado nesse período configurou um cenário de domínio monetário.

O período pré-Real, 1991:1 - 1994:6, teve alta inflação. As taxas de juros reais eram baixas, em alguns anos negativas. Imediatamente após o plano Real, a inflação desabou. As taxas reais de juros e seus pagamentos subiram. Entretanto, o aumento foi temporário. As taxas reais de juros caíram de 20 por cento em 1995 para abaixo de 11 por cento em 1997. O déficit primário cresceu dramaticamente durante esse período. O plano Real teve impacto nas receitas fiscais, pois reduziu imediatamente a inflação, aumentando a produção e, portanto, a arrecadação de impostos.

O período 1995:7-1997:12, pós-Real até a crise asiática, teve baixa inflação, déficits primários e queda gradual nos pagamentos de juros reais. Durante este período, o governo colheu os benefícios da estabilização. Taxas de juros reais mais baixas permitiram ao governo tomar mais empréstimos. Certas reformas e ajustes fiscais se tornaram menos urgentes. Quando a crise asiática começou, as taxas de juros reais voltaram a subir.

O período 1995:7-1999:12 teve déficits substanciais, porém inflação muito menor. Desequilíbrios fiscais e um ambiente externo difícil contribuíram para o colapso do regime de câmbio fixo do Brasil, em 1999. Depois da flutuação do Real, o ajustamento fiscal produziu um superávit primário substancial, de mais de 3 por cento do PIB.

Em um regime monetário dominante (MD), o excedente primário é ajustado limitando o crescimento da dívida, permitindo que a política monetária se mantenha independente do financiamento fiscal. No Brasil, os indícios apontam para um regime MD entre 1995-1997, mas não durante toda a década de 1990. Apesar dos ajustes fiscais de 1999 resultarem no excedente de 3 por cento do PIB, garantindo solvência, um regime MD robusto exigiria mais ajustes no superávit primário caso houvesse aumento da dívida, queda do crescimento ou elevação das taxas de juros (AFONSO et al., 2016; TANNER; RAMOS, 2003).

Porém, esta situação de superávit fiscal não durou muito. Observou-se uma piora na condição fiscal no começo dos anos 2000, o que sinalizou um aumento do risco de dominância fiscal, de acordo com Blanchard (2005).

O alto nível de endividamento público limita a capacidade do Banco Central de controlar a inflação por meio da política monetária. De acordo com o autor, esse panorama demandou uma coordenação mais assertiva entre as políticas fiscais e monetárias para assegurar a estabilidade econômica e manter a inflação sob controle. Uma abordagem fiscal pró-ativa, aplicando medidas de ajuste e controlando os gastos governamentais, era essencial para reconquistar a confiança na política monetária e capacitar o Banco Central a perseguir eficientemente a estabilidade dos preços.

Quando o cenário fiscal é desfavorável – isto é, quando a dívida pública está em alta, quando uma grande parte dessa dívida é em moeda estrangeira, ou quando o medo do risco por parte dos investidores é elevado, um aumento nas taxas de juros tende a causar uma depreciação ao invés de uma valorização. E as condições fiscais provavelmente estavam longe do ideal (BLANCHARD, 2005).

Blanchard (2005) entende que em 2002, a probabilidade de eleição de Luiz Inácio Lula da Silva, levou a uma crise macroeconômica aguda no Brasil. A taxa dos juros sobre a dívida denominada em dólar do governo brasileiro aumentou acentuadamente, refletindo um aumento na avaliação do mercado sobre a probabilidade de inadimplência da dívida. A moeda brasileira, o Real, desvalorizou-se acentuadamente em relação ao dólar. A depreciação levou, por sua vez, a um aumento da inflação.

Todavia, o cumprimento de uma meta elevada para o superávit primário, juntamente com

o anúncio de uma reforma do sistema previdenciário, convenceu os mercados financeiros de que a perspectiva era melhor do que projetavam. Isto, por sua vez, levou a uma diminuição da probabilidade percebida de inadimplência, valorização do Real e diminuição da inflação. Em muitos aspectos, 2003 parecia 2002 ao contrário.

O autor ressalta que, apesar do seu compromisso com a meta de inflação, e de um aumento da inflação de meados de 2002 em diante, o Banco Central do Brasil não aumentou a taxa de juros real até o início de 2003. Em tal ambiente, o aumento das taxas de juros reais seria provavelmente perverso, levando a um aumento na probabilidade de inadimplência, a uma maior depreciação e a um aumento da inflação. O instrumento certo para a diminuição da inflação seria a política fiscal, que segundo Blanchard (2005), foi o instrumento usado.

Carneiro e Wu (2005) analisam dados de 1995 a 2002, observando o alto endividamento e crescente emissão de títulos públicos para financiar o déficit fiscal. Os autores concordam com Afonso et al. (2016), afirmando que desde o início do Plano Real, quando o governo recorreu ao Fundo de Estabilização Fiscal, o Brasil caminhou de uma solução temporária para outra, consolidando o caráter débil da situação fiscal. Os requisitos de financiamento público têm sido contidos por uma combinação de aumento deficiente de financiamento com aumento da carga tributária, de forma a acomodar pressões incontroláveis sobre a despesa diante de necessidades prementes. De truques em truques, saídas políticas de ocasião predominavam sobre soluções estruturais, não sendo possível encarar as dificuldades para mudar a estrutura tributária.

A questão fiscal estava, assim, presente nas discussões em torno das análises dos prêmios de risco implícitos nas taxas de juros reais brasileiras. O resultado é que as questões relacionadas com as diversas formas de “dominância fiscal” continuavam a ser relevantes, quando se discutiam as possibilidades de retomada do crescimento da economia, mesmo quando o governo mostrava que estava disposto a conter gastos.

Nunes e Portugal (2009) se concentraram no período após a implementação do regime de metas de inflação no Brasil, até 2008. Os autores analisaram a condução da política fiscal e monetária nesse período e como isso afetou a economia brasileira. Reconheceram uma falta de coordenação destas políticas, como motivo para os desequilíbrios macroeconômicos, de modo que a política fiscal ativa poderia ser fator restritivo ao desempenho eficiente da política monetária.

Segundo eles, após a implementação do Plano Real, a política monetária foi bem sucedida na contenção da inflação, apesar de algumas deficiências, considerando que a dívida pública brasileira aumentou acentuadamente, principalmente em 1998/1999 e 2002/2003, quando a sua sustentabilidade foi posta em questão.

O Brasil adotou o regime de metas em 1999, conseguindo combater a inflação mesmo em um cenário de desequilíbrio fiscal. A partir de 1999, o governo brasileiro adotou o ajuste fiscal, cujas bases foram construídas sobre (a) a proporção entre superávits primários e PIB para controlar a expansão da dívida do setor público; (b) elevada carga tributária; e (c) aumento da relação despesa pública/PIB. Até sucessivos superávits primários não foram suficientes para superar o valor do serviço da dívida. Assim, manteve-se a tendência ascendente dívida/PIB e, conseqüentemente, a dívida ascendia a 64 por cento do PIB em Setembro de 2002.

As altas taxas de juros que o Banco Central utilizou para cumprir as metas de inflação fizeram com que a dívida pública aumentasse, e sua solvência fosse questionada. No período que precedeu a crise de 2002, o Brasil teve que lidar com uma grave crise de confiança externa.

A crise não se concretizou e o governo central teve uma melhora expressiva do superávit primário nos anos 2003-2006. Depois do superávit primário ter sido de 2,1 por cento do PIB na média de 1999-2002, e de 2,4 por cento do PIB em 2002, a variável aumentou para 2,5 por cento do PIB em 2003 e em torno de 3,0 por cento do PIB nos dois anos posteriores.

A política fiscal transitou de uma fase contracionista (1999-2005), para uma fase expansionista (2006-2014). A taxa de investimentos públicos alcançou o auge de 4,6 por cento do PIB no ano

eleitoral de 2010, o que representou acréscimo de 1,7 ponto percentual (p.p.) em relação aos 2,9 por cento do PIB verificados em 2006. A comparação não se modifica quando considerada a série que controla o efeito do ciclo eleitoral: seu auge foi de 4,2 por cento do PIB em 2010 e o acréscimo de 1,6 p.p. sobre os 2,6 por cento do PIB de 2006. Já no período após 2010, passou a mostrar tendência de declínio, com pronunciada queda a partir do último trimestre de 2014 (ORAIR, 2018).

No que tange à atividade, se observou uma desaceleração acentuada no crescimento do produto, incluindo aí o biênio recessivo de 2015-2016, de acordo com Fernandes (2017). Ele observou o período entre 2011 e 2016, marcado por turbulências na economia brasileira, incluindo a crise da dívida na Zona do Euro, a desaceleração do crescimento econômico e o aumento da inflação. No que diz respeito à situação de financiamento externo, a despeito do robusto nível de reservas internacionais, houve uma elevação substancial do risco-país, um aumento sensível do déficit em transações correntes e uma depreciação significativa da taxa de câmbio (R/US).

O governo adotou medidas de austeridade e reduziu a dívida líquida do setor público (DLSP) de 40,9 por cento do Produto Interno Bruto (PIB), em 2002, para níveis inferiores a 20 por cento entre 2014 e 2015.1. Porém, a partir de 2016, houve forte aumento da DLSP, que passou para 42,4 por cento do PIB em dezembro de 2019. Também ocorreu depreciação cambial. A taxa efetiva real de câmbio ponderada pelas exportações desvalorizou-se, em termos acumulados, 24 por cento entre janeiro de 2017 e dezembro de 2019. Em 2020, houve manutenção do aumento dos gastos públicos em razão do enfretamento da pandemia de Covid-19, a DLSP cresceu sistematicamente e atingiu o valor de 47,8 por cento do PIB em novembro de 2022. Entre janeiro de 2020 e novembro de 2022 houve desvalorização real do câmbio em 6,76 por cento; em 2020, período auge da pandemia, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulado foi 4,52 por cento; e em 2021 10,06 por cento. Em 2022, mesmo com a taxa Selic em 13,75 por cento, o IPCA foi de 5,79 por cento, o que manteve a inflação fora do centro da meta (FLORA; SANTOLIN, 2023).

Blanchard (2005) sugere que a coexistência do descontrole fiscal e a elevação dos juros podem conduzir a uma relação endógena, em que o aumento do risco de default, representado pela variável Emerging Market Bond Index (EMBI), e da desvalorização cambial, acarretam o descontrole do crescimento da dívida pública e da inflação. No extremo, a política monetária passa a ser subordinada à política fiscal.

Ainda não há um consenso no debate acadêmico sobre o predomínio de dominância fiscal ou monetária no Brasil (FLORA; SANTOLIN, 2023). O presente artigo buscará contribuir com o debate.

6.4 Análise de Políticas Fiscais no Brasil

Blanchard (2005), destaca o alto nível de endividamento público e os déficits fiscais persistentes. Argumenta que esses fatores limitavam a eficácia da política monetária para controlar a inflação. Tanner e Ramos (2003) observam o impacto do déficit fiscal e dos ajustes fiscais na dinâmica da dívida pública e na inflação. O principal objetivo foi avaliar se a política fiscal operou de forma sustentável, permitindo a estabilidade de preços a médio e longo prazo. Segundo os autores, para limitar a acumulação de dívida, o déficit primário geralmente não se ajustava às mudanças nos passivos ou pagamentos de juros reais. Carneiro e Wu (2005) examinam os impactos do déficit fiscal e da dívida pública na dinâmica da economia brasileira e na eficácia da política monetária. Os autores demonstram que a alta dependência do governo da emissão de títulos públicos para financiar seus déficits pode pressionar para cima a taxa de juros, desestimular o investimento e o crescimento econômico, e dificultar o controle da inflação pelo Banco Central.

Nunes e Portugal (2009) examinam a postura fiscal do governo brasileiro após o regime de metas de inflação. Os autores utilizam um modelo econométrico para estimar o impacto da política fiscal na inflação e no crescimento do PIB. Os resultados sugerem que a postura fiscal foi relativamente passiva nesse período, com o governo não realizando ajustes fiscais significativos para reduzir o

déficit fiscal ou a dívida pública. Fernandes (2017), descrevendo o campo fiscal, observa uma deterioração significativa dos fundamentos do país, tanto em termos de endividamento público, quanto dos superávits primário e nominal gerados.

Flora e Santolin (2023) examinam o impacto do déficit fiscal, da dívida pública e dos ajustes fiscais na economia brasileira entre 1999 e 2022. Os autores utilizam técnicas econométricas para identificar os principais fatores que influenciaram a trajetória da dívida pública e da inflação diante de um alto endividamento público. Segundo os autores, o Brasil foi capaz de coordenar as políticas monetárias e fiscais, de modo que o aumento da taxa Selic, em relação aos juros do FED, pôde valorizar a taxa de câmbio, e ao mesmo tempo reduzir o Risco-País. Tal resultado esteve condicionado ao crescimento do Superávit Primário/PIB e à redução de DLSP/PIB diante da elevação dos juros internos, contrariando Blanchard (2005).

6.5 Análise de Políticas Monetárias no Brasil

Blanchard (2005) reconhece a política de metas de inflação como o regime monetário vigente no Brasil. A situação fiscal do país limitava a eficácia dessa política. O aumento da taxa de juros para combater a inflação poderia, na verdade, piorar a situação fiscal devido ao aumento dos gastos com juros da dívida pública. Tanner e Ramos (2003) investigam se o Banco Central, por meio do regime de metas de inflação, conseguiu controlar a inflação e limitar o financiamento do déficit pelo governo. A análise busca evidências de domínio monetário, onde a política monetária prevalece sobre a fiscal para garantir a estabilidade de preços, porém não as encontrou, evidenciando um regime de domínio fiscal. Woodford e Walsh (2005), embora não focando no Brasil, propõe um modelo teórico que fundamenta políticas monetárias baseadas em metas de inflação. Esse arcabouço teórico pode ser relevante para avaliar a política monetária brasileira e sua eficácia no controle da inflação. Carneiro e Wu (2005) analisam o impacto da dominância fiscal sobre a política monetária no Brasil. Os autores demonstram que a necessidade de financiar o déficit fiscal pode levar a um aumento da taxa de juros, mesmo que a inflação esteja baixa. Isso pode ter efeitos negativos sobre a atividade econômica e a capacidade do Banco Central de controlar a inflação a longo prazo.

Nunes e Portugal (2009) analisam a interação entre a política fiscal e a política monetária no Brasil. Os autores demonstram que a postura fiscal passiva do governo pode ter dificultado a política monetária no controle da inflação. Eles argumentam que, se o governo tivesse realizado ajustes fiscais mais proativos, o Banco Central poderia ter utilizado uma taxa de juros mais baixa para estimular o crescimento econômico sem comprometer o controle da inflação. Para Fernandes (2017), O âmbito monetário foi caracterizado por uma queda substancial da taxa básica de juros seguida de uma reversão para um aperto monetário expressivo, tudo em um contexto de aceleração intensa da inflação, entre 2011 e 2016. Flora e Santolin (2023) investigam a capacidade do Banco Central de controlar a inflação e limitar o financiamento do déficit pelo governo através da política monetária. Os autores analisam a efetividade do regime de metas de inflação em diferentes contextos econômicos e avaliam como as decisões de política monetária interagem com a dinâmica fiscal. Sugerem que no regime de baixo endividamento, o aumento de juros desvaloriza o câmbio e eleva o Risco-País, ocorrendo ampliação de DLSP/PIB como resultado do crescimento dos juros. O aumento de DLSP/ PIB está correlacionado com a elevação dos juros, EMBI (Emerging Market Bond Index, medida do risco-país); e desvalorização do câmbio. A variável Superávit Primário/PIB não responde a choques de juros. No regime de alto endividamento, o aumento de juros valoriza o câmbio, reduz EMBI e acarreta a elevação da relação Superávit Primário/PIB, de forma significativa, ao mesmo tempo que reduz DLSP/PIB. A redução de DLSP/PIB diminui os juros, porém também reduz o Superávit Primário/PIB, ambos a partir do oitavo mês, o que deve levar a um novo ciclo de crescimento da DLSP/PIB.

6.6 Metodologia e Modelos

Primeiramente, na seção 6.1, uma visão geral dos modelos e instrumentos mais utilizados na literatura relevante ao tema é estabelecida. Em seguida, na seção 6.2, apresentam-se os modelos escolhidos pelos autores da bibliografia citada no trabalho atual. Procede-se então à avaliação da melhor metodologia. Por fim, na seção 6.3, a metodologia preferida é descrita.

6.6.1 Panorama Geral

Ao longo do tempo, diferentes categorias de modelos foram utilizados para pesquisa da dinâmica entre variáveis macroeconômicas.

Podemos citar os modelos macroeconômicos teóricos, que fornecem uma estrutura para entender como a economia funciona e como a política monetária ou fiscal podem ser usadas para estabilizar a economia. Cada modelo tem seus próprios conceitos, como consumo das famílias sendo determinado pela renda permanente, não pela renda corrente, mudanças na oferta de moeda não tendo efeito real no longo prazo, combinação de elementos da teoria keynesiana e da teoria monetária para explicar as flutuações econômicas de curto prazo, rigidez dos preços e salários, papel das expectativas, dinâmica de choques econômicos, políticas ativas e passivas, eficácia das políticas no curto e longo prazos, efeitos colaterais das políticas no curto e no longo prazo, formação de expectativas, credibilidade das políticas e confiança no sistema monetário, coordenação entre políticas e incentivos à ação que podem levar a resultados melhores ou piores para todos. São ferramentas importantes para formulação de políticas macroeconômicas. Porém, utilizam formulações, conclusões e ordens de causalidades econômicas à priori, que poderiam ser diferentes caso métodos estatísticos, por exemplo, fossem utilizados, para que apenas os dados gerassem as relações entre as variáveis Demiralp e Hoover (2003) e Robert E Lucas (1980).

Dentre os modelos supracitados, destacam-se os Modelos de Equilíbrio Geral, que baseiam-se em equações agregadas, cujos aspectos chave são as preferências da economia, as restrições de recursos defrontadas pela economia, como a identidade da renda nacional, a equação de acumulação de capital, a função de produção, as dotações da economia, como o seu estoque de capital inicial. Possuem capacidade limitada para analisar choques e prever eventos inesperados Wickens (2011).

Superando as limitações dos modelos anteriores, os Modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico com choques estocásticos incorporam estocasticidade, ou seja, incerteza oriunda de choques aleatórios e eventos inesperados, associados às decisões intertemporais dos agentes. Entretanto, os modelos de equilíbrio geral podem se basear em uma série de hipóteses empiricamente discutíveis, como expectativas racionais, informação simétrica, agente representativo, mercados perfeitamente competitivos, ajuste de preços instantâneo, hipótese do ciclo de vida e renda permanente, teorema de Modigliani-Miller, taxa natural de desemprego, equivalência ricardiana e neutralidade da moeda (DEL NEGRO; SCHORFHEIDE, 2013).

Porém, se o pesquisador não estiver satisfeito com as suposições e abstrações das relações econômicas definidas pelos modelos teóricos, buscando uma base empírica para quantificar as relações entre variáveis, magnitude e direção dos efeitos, indica-se a utilização modelos econométricos, como os modelos de projeção de equação única, a la Jordà (2005). Esta outra vertente da literatura estuda a dinâmica das variáveis macroeconômicas, buscando relações não condicionais. Estes modelos são chamados de Modelos de Projeções Locais, pois a ideia central consiste em estimar projeções para o valor da variável dependente X , h períodos à frente. Adiciona-se um parâmetro na equação que dá a resposta da variável dependente, no período $t+h$, a um choque identificado no período t . Desta maneira é possível construir as funções de impulso resposta como uma sequência das estimativas deste parâmetro, obtidas a partir de uma série de regressões individuais para cada horizonte. Estes modelos precisam de fontes de dados extensas, o que pode ser contraproducente.

Nesse aspecto, principalmente para o caso brasileiro, onde as fontes de dados não possuem longa amplitude temporal, os pesquisadores utilizam modelos VAR, Vetores Autoregressivos,

principalmente os que utilizam técnicas bayesianas. São modelos com variáveis explicativas. Se uma variável em um modelo multivariado não é exógena, uma extensão natural da análise de função de transferência é tratar cada variável simetricamente, na forma estrutural. Portanto, a estrutura do sistema incorpora feedbacks, já que permite que as variáveis se afetem mutuamente, representando as relações causais entre elas. Na forma reduzida, as variáveis não se afetam contemporaneamente, e os erros do modelo na forma reduzida são combinações lineares dos erros na forma estrutural. Este modelo é útil para nos fornecer funções de impulso resposta, decomposições de variância e previsões condicionais (BRUNNERMEIER et al., 2021).

Caso o trabalho envolva dados em painel, a condição para identificação de uma matriz de covariância de erros em equações dinâmicas, é que algumas variáveis explicativas sejam estritamente exógenas, a não ser que variáveis instrumentais estritamente exógenas estejam disponíveis, condicionais aos efeitos individuais não observados (ARELLANO; BOND, 1991). O problema é que é difícil encontrar uma variável econômica correlacionada com o mercado financeiro, por exemplo, mas não correlacionada com qualquer outra fonte de perturbação da economia. Não é simples encontrar um instrumento externo correlacionado com algum choque estrutural e não correlacionado com qualquer outro Brunnermeier et al. (2021). Diante disso, outra opção que surge é restringir a estrutura de correlação serial dos erros. O Modelo Arellano-Bond (Modelo de Dados em Painel Dinâmico) estima modelos com dados em painel curtos e muitos indivíduos, onde a variável dependente está correlacionada com o efeito fixo e com os erros. Utiliza momentos condicionais para estimar os parâmetros do modelo e variáveis predeterminadas como instrumentos para a variável dependente Arellano e Bond (1991).

Caso os coeficientes das equações variem, recomenda-se a utilização de Modelos com Coeficientes Dinâmicos (*Dynamic Coefficient Models*), que estimam as relações entre as variáveis econômicas ao longo do tempo, permitindo que os coeficientes do modelo variem em resposta a choques. A estimação envolve modelos VAR com a possibilidade de alterações sucessivas nos coeficientes. O modelo pode ser utilizado para avaliar o impacto de diferentes políticas, como mudanças na taxa de juros, gastos públicos, PIB, inflação e emprego. Através da análise de decomposição de variância e funções de impulso resposta, o modelo pode identificar os canais de transmissão das políticas e os efeitos de curto e longo prazo (BORGES; PORTUGAL, 2018).

Vale ressaltar ainda, que para estimação de VARs com coeficientes que mudam ao longo do tempo, assim como a função de verossimilhança exata para processos ARMA gaussianos, é possível representar um sistema dinâmico de uma forma específica chamada Modelo em Espaço de Estados. O Filtro de Kalman é um algoritmo para atualizar sequencialmente uma projeção linear para o sistema. O modelo é composto por uma equação de estado, que descreve a evolução do estado do sistema ao longo do tempo, normalmente uma equação diferencial, e uma equação de observação, que relaciona o estado do sistema com as observações disponíveis. A equação de estado poderia descrever como o PIB muda ao longo do tempo, dependendo de variáveis como investimento e consumo. A equação de observação poderia relacionar o PIB com dados macroeconômicos, por exemplo Kalman (1960).

Se há diferentes regimes ou não linearidade entre as variáveis, Modelos de Vetor Autorregressivo com Mudança de Regime (*Regime-Switching VARs*) permitem que as relações entre as variáveis mudem, capturando a não linearidade das relações econômicas, sendo particularmente úteis para capturar mudanças estruturais na economia, como crises financeiras, mudanças na política monetária ou fiscal, ou choques externos. Os coeficientes do modelo podem variar em resposta a diferentes estados do regime. São utilizados para avaliar o impacto de políticas monetárias e fiscais, observando como as políticas afetam a economia em diferentes cenários (BRUNNERMEIER et al., 2021).

Se o pesquisador considera que as variáveis econômicas possuem relações não lineares, e quer obter previsões mais precisas, a utilização de Redes Neurais também podem ser útil. Como

exemplo, poderia-se treinar um modelo para prever o PIB, a inflação e outras variáveis econômicas relevantes sob diferentes regimes de política monetária ou fiscal. Em seguida, comparar as previsões de políticas ativas e passivas para avaliar o impacto relativo de cada política. Igualmente, a grande vantagem desta categoria de modelos é permitir a estimação de parâmetros de modelos sem a imposição de qualquer tipo de restrição acerca da linearidade ou da normalidade de distribuição de probabilidades dos parâmetros. Por outro lado, a contrapartida a esta vantagem é a inexistência de critérios estatísticos para avaliação da qualidade dos resultados, bem como para nortear a seleção de modelos (DIAZ; ARAÚJO, 1998).

Para o estudo das relações entre políticas monetárias e fiscais e seus efeitos macroeconômicos, diferentes estratégias foram utilizadas na prática pelo grupo de autores de referência do presente trabalho, com vantagens e desvantagens.

Podemos citar Friedman (1948), que não se baseia em modelos econométricos complexos. Utiliza argumentos teóricos baseados na teoria quantitativa da moeda, que relaciona a oferta de moeda com o nível de preços e a atividade econômica. Por exemplo, a combinação de orçamentos contracíclicos a longo prazo (déficits em recessões, superávits em expansões), sem ajustes constantes, na política fiscal. A regra de crescimento constante da oferta monetária sem intervenções discricionárias, na política monetária.

Blanchard (2005) apresenta um modelo teórico para analisar a interação entre a política fiscal e a política monetária em uma economia aberta com alto nível de endividamento público. O modelo demonstra como a ineficiência da política fiscal pode comprometer a eficácia da política monetária para controlar a inflação.

Sargent, Wallace et al. (1981) utiliza um modelo teórico macroeconômico para analisar o impacto da senhoriagem e da emissão de títulos no nível de preços e na taxa de juros. O modelo demonstra que, sob certas condições, a monetização do déficit (financiamento por senhoriagem) pode não ser necessariamente inflacionária, como se esperaria inicialmente.

Leeper (1991) utiliza modelos macroeconômicos para analisar o equilíbrio sob diferentes combinações de políticas fiscais e monetárias. O modelo considera as interações entre variáveis como produto interno bruto (PIB), taxa de juros, taxa de câmbio e dívida pública. Woodford (1995) utiliza um modelo teórico macroeconômico com expectativas racionais e plena flexibilidade dos preços, demonstrando que o nível de preços pode ser determinado sem controle da quantidade de moeda.

Muscattelli et al. (2004) utiliza um modelo DGE Novo Keynesiano estimado para os Estados Unidos. O modelo incorpora rigidez nominal (preços e salários lentos para se ajustar) e permite a simulação de diferentes políticas fiscais e monetárias. Tanner e Ramos (2003) utilizam técnicas econométricas para analisar a relação entre o déficit fiscal, a dívida pública, a inflação e a taxa de juros no Brasil entre 1991 e 2000.

Woodford e Walsh (2005) utiliza modelos macroeconômicos dinâmicos com expectativas racionais e plena flexibilidade de preços. O modelo demonstra como o Banco Central, ao seguir uma regra de política monetária baseada em metas de inflação, pode influenciar as expectativas dos agentes econômicos e, conseqüentemente, o nível de preços a longo prazo.

Carneiro e Wu (2005) utilizam um modelo macroeconômico para o Brasil, estimado com dados de 1995 a 2002. O modelo inclui equações para o setor real, o setor monetário e o setor fiscal. Os autores estimam a relação entre a taxa de juros, a inflação, o crescimento do PIB e o déficit fiscal.

Nunes e Portugal (2009) utilizam um modelo DSGE (Modelo de Equilíbrio geral estocástico dinâmico) para estimar o impacto da política fiscal e monetária na economia brasileira. O modelo inclui equações para o setor real, o setor monetário e o setor fiscal. Os autores estimam a relação entre a política fiscal, a política monetária, a inflação e o crescimento do PIB.

Fernandes (2017) testa 4 modelos, sendo o mais sofisticado, um modelo DSGE (Modelo de

Equilíbrio geral estocástico dinâmico) a lá Nunes e Portugal (2010), para estimar o impacto dos regimes de dominância fiscal e da política monetária na economia brasileira.

Flora e Santolin (2023) utilizam projeções locais, para analisar a relação entre variáveis macroeconômicas, como déficit fiscal, dívida pública, taxa de juros, inflação e crescimento do PIB. Essa metodologia permite avaliar o impacto de choques específicos na dinâmica da economia brasileira.

6.6.2 Escolha da Metodologia

De acordo com Fernandes (2017), o modelo Tanner e Ramos (2003), sinalizou a presença de um regime de dominância fiscal em praticamente toda a amostra, de 2003 a 2016. Já o modelo baseado em Zoli (2005), acusou a presença deste regime na maior parte do intervalo de interesse do trabalho, 2011 a 2016.

O modelo baseado em Blanchard (2005), por sua vez, trouxe resultados bastante distintos, indicando que a dominância fiscal ocorreu apenas nos intervalos de 2013 a meados de 2014, e de meados de 2015 a meados de 2016. O modelo DSGE baseado em Nunes e Portugal (2009) indicou que a economia brasileira operou sob um regime de dominância monetária em todo o intervalo e subintervalos analisados do período 2011-2016.

A sofisticação dos modelos utilizados, analisando-os na ordem acima, aumenta progressivamente, sem evidências de que a economia chegou ao ponto da taxa de juros mostrar o efeito perverso descrito por Sargent, Wallace et al. (1981), no qual um aperto monetário causaria uma aceleração inflacionária. A conclusão geral foi, portanto, de predominância do regime de dominância monetária. Flora e Santolin (2023), por meio de estimativas de projeções locais, para o período de janeiro de 1999 a novembro de 2022, concluíram que no regime de alto endividamento houve evidências de dominância monetária, e não de dominância fiscal como sugeriu Blanchard (2005).

Também de acordo com Fernandes (2017), esses modelos são passíveis de críticas. No caso de Tanner e Ramos (2003), o modelo não considera nenhuma variável monetária em sua análise, se limitando à relação entre a dívida e o déficit primário, e deixando de fora a dinâmica da taxa de juros e da inflação. Neste sentido, um regime de dominância fiscal no sentido de Sargent, Wallace et al. (1981), ou mesmo da teoria fiscal do nível de preços, não fica completamente caracterizado.

Zoli (2005) se limita a analisar a relevância de variáveis fiscais na função de reação do Banco Central, não sendo enfatizada a relação existente entre a dinâmica da taxa de juros ou de variáveis fiscais e o comportamento da inflação. O efeito que a política monetária tem sobre a inflação não é levado em consideração. A limitação de analisar apenas se a política monetária responde à deterioração fiscal com diminuição dos juros, não abrangendo a reação da inflação a este contexto, faz com que a conclusão de que prevalece um regime de dominância fiscal tenha que ser feita com cautela.

Blanchard (2005) não leva em conta um tratamento para a rigidez nominal, além de não ser um modelo dinâmico. O canal pelo qual é analisada a transmissão da variação na taxa de juros para a inflação é apenas o da taxa de câmbio. A dominância fiscal fica definida como momentos em que choques para cima na meta Selic levam a uma desvalorização cambial. Todavia, não pode ser descartado que outros canais pelos quais estes choques influenciem a inflação compensem o efeito inflacionário da taxa de câmbio. A demanda agregada mais arrefecida, por exemplo, pode ter uma contribuição desinflacionária que supere o efeito da desvalorização cambial sobre os preços. Portanto, há incerteza se os períodos apontados nesta seção como de dominância fiscal podem de fato ser caracterizados como tal.

No caso do modelo DSGE baseado em Nunes e Portugal (2009), a despeito da maior sofisticação em relação aos modelos anteriores, vale ressaltar que uma séria limitação é que a abordagem considera uma economia fechada. Um avanço seria contemplar a introdução de uma economia aberta no arcabouço utilizado, bem como de uma estrutura que leve em consideração o fluxo de

capitais externos e o mercado de ativos financeiros negociados com estrangeiros.

Flora e Santolin (2023) utilizam um modelo de projeções locais. Segundo Jordà (2005), tais modelos de projeções locais podem ser alternativas competitivas a um modelo VAR, pois são estimados por técnicas de regressão simples e mais resistentes a erros de especificação. Esta afirmação é disputada em Kilian e Kim (2011) e Brugnolini (2018). Brugnolini (2018) demonstra que quando o processo de geração de dados é um VAR bem especificado, o estimador padrão da função de resposta ao impulso é a melhor opção. Kilian e Kim (2011) demonstram que embora a precisão do modelo de projeções locais melhore rapidamente com o aumento do tamanho da amostra, seu comprimento médio excede em muito os intervalos de VAR com precisão comparável. Por isso, mesmo para amostras grandes não há vantagens aparentes no método de projeções locais.

Outro problema do método utilizado por Flora e Santolin (2023) é que eles determinam ordenações causais da variável mais exógena para a mais endógena. Segundo Demiralp e Hoover (2003), apenas raramente a teoria econômica impõe ordenações causais contemporâneas em particular, e argumentos plausíveis sobre quais variáveis poderiam ou não afetar outras variáveis no decorrer de um mês ou trimestre podem ser igualmente plausíveis para ordenações concorrentes. De acordo com Leeper et al. (1996), o Banco Central não observa a inflação e o nível de atividade correntes, de modo que tais variáveis não podem afetar contemporaneamente o instrumento de política monetária, sendo ordenadas em sequência no VAR. Entretanto, a hipótese alternativa, na qual as variáveis de estado da economia podem afetar contemporaneamente o instrumento de política monetária, e não vice-versa, também é utilizada, segundo Christiano et al. (1999).

Diante do exposto acima, a metodologia escolhida será um VAR estrutural bayesiano, identificado por heterocedasticidade, que capture a dinâmica entre as variáveis de interesse, levando em conta spreads de crédito e o ambiente externo, introduza variáveis de spread de juros, endogenize a taxa de juros e identifique a política monetária separadamente. Este modelo será baseado em Brunnermeier et al. (2021). Tal modelo é capaz de detectar relações de causalidade entre as variáveis, sendo mais sofisticado que os modelos anteriormente apresentados.

6.6.3 Metodologia

A discussão sobre a identificação de um VAR estrutural, a estrutura do modelo escolhido e a sua interpretação são apresentados a seguir.

Identificação de um VAR Estrutural

Os modelos VAR permitem analisar as relações entre múltiplas variáveis a partir de restrições que identificam o componente “exógeno” de cada variável, possibilitando a estimação do efeito de um “choque” nessa variável sobre as demais. Porém, o problema de determinar o melhor procedimento de identificação não foi resolvido, explicando a coexistência de vários métodos na literatura (CAVALCANTI, M. A., 2010). Existem diversas abordagens para fazer suposições que permitem a identificação de VARs estruturais. As mais comuns são restrições de zeros em A0 Bernanke e Gertler (1986), Gilchrist, Yankov et al. (2009), Haldane et al. (2017) e Christopher A Sims (1986, 1980), e restrições de respostas de longo prazo nas funções de impulso resposta, Blanchard e Fischer (1989) e Gilchrist e Zakrajšek (2012), restrições de sinais nas funções de impulso resposta, Uhlig (2005); e a abordagem de instrumentos externos, Caldara e Herbst (2015), Ehrl et al. (2020), Gertler e Karadi (2015), López-Salido et al. (2017) e James H Stock e Mark W Watson (2012).

Porém, a busca por alternativas de identificação se dá pela insatisfação com métodos em que o pesquisador ordena a causalidade das variáveis em análise, a partir de argumentos teóricos. Segundo Demiralp e Hoover (2003), apenas raramente a teoria econômica impõe ordenações causais contemporâneas em particular, e argumentos plausíveis sobre quais variáveis poderiam ou não afetar outras variáveis no decorrer de um mês ou trimestre podem ser igualmente plausíveis para ordenações concorrentes. De acordo com Leeper et al. (1996), o Banco Central não observa a

inflação e o nível de atividade correntes, de modo que tais variáveis não podem afetar contemporaneamente o instrumento de política monetária, sendo ordenadas em sequência no VAR. Entretanto, a hipótese alternativa, na qual as variáveis de estado da economia podem afetar contemporaneamente o instrumento de política monetária, e não vice-versa, também é utilizada, segundo Christiano et al. (1999). Para contornar este problema, alguns economistas passaram a identificar o VAR, pelo menos parcialmente, por métodos estatísticos, como as distribuições dos resíduos em Pesaran e Shin (1998), quebras estruturais e heterocedasticidade em Lanne, Lütkepohl e Maciejowska (2010), Lanne e Lütkepohl (2008) e correlações condicionais entre os resíduos do VAR de Swanson e Granger (1997). O trabalho de Brunnermeier et al. (2021) defende a identificação de um modelo VAR por heterocedasticidade, por meio da argumentação a seguir.

A abordagem de instrumentos externos requer encontrar, para cada choque estrutural identificado, uma variável observada que está correlacionada com aquele choque e não correlacionada com qualquer outro choque estrutural. Pretende-se descobrir choques interpretáveis, que correspondam a influências de crescimento do crédito e distúrbios do mercado financeiro sobre a economia, além de serem distintos dos choques de política monetária. A identificação por meio de heterocedasticidade permite fazer isso de uma forma direta, com suposições que parecem aceitáveis. A abordagem de instrumentos externos é plausível quando o choque é o choque de política monetária, e o instrumento é a surpresa na fixação da taxa de juros, medida pelo comportamento do mercado futuro de juros em janelas estreitas de tempo, em torno de anúncios de política. Para as perturbações do mercado financeiro, no entanto, esta abordagem parece pouco prática ou pouco convincente. Existem muitas variáveis que são susceptíveis de estar correlacionadas com distúrbios do mercado financeiro, mas nenhuma que seja plausivelmente conhecida a priori como não correlacionada com qualquer outra fonte de perturbação da economia.

James H Stock e Mark W Watson (2012), tentam separar fontes interpretáveis de perturbação da economia. Eles aplicam uma abordagem de instrumentos externos, definida acima, tentando identificar 6 fontes de variação. Eles descobrem que seus distúrbios estruturais estimados, embora estimados por um método que assume que os distúrbios estruturais são independentes, são fortemente correlacionados. Isso reflete o quão difícil é encontrar instrumentos que atendam aos rigorosos requisitos desta abordagem para identificação. A abordagem de restrições de sinais rejeita funções impulso-resposta que apresentem comportamento contrário às crenças qualitativas sobre a provável forma de respostas a impulsos de choques estruturais, para alcançar a identificação parcial. Esta identificação fornece mais de um valor para um ou mais parâmetros estruturais. A identificação por heterocedasticidade usa crenças qualitativas semelhantes para anexar interpretações aos choques estruturais estimados. A diferença é que a identificação por heterocedasticidade geralmente permite a identificação exata, ou seja, valores únicos de coeficientes estruturais podem ser obtidos, assim como estimativas consistentes, enquanto a abordagem de restrições de sinal não. Na maior parte da literatura aplicada sobre VARs estruturais usando outras abordagens para identificação, a heterocedasticidade variável no tempo não foi modelada e a constância de $A(L)$ foi assumida. A ideia central da modelagem SVAR é que distúrbios estruturais não devem ser correlacionados. (Caso contrário, há um mecanismo causal que não foi capturado pela estrutura do modelo.) Manter essa suposição de constância de $A(L)$ ao mesmo tempo que permite a variação de tempo em Σ , denota a identificação por meio de heterocedasticidade, se heterocedasticidade está presente. Aplicar restrições adicionais, para implementar qualquer uma das outras abordagens possíveis para a identificação, conduz a um modelo estritamente menos geral.

Estrutura do Modelo

Seja y_t um vetor ($n \times 1$) de variáveis observadas em períodos de tempo $t \in \tau = (1, \dots, T)$. Modelase y_t com o seguinte sistema de equações:

$$A_0 Y_t = \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + C + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

onde A_0 é uma matriz ($n \times n$) de relacionamentos contemporâneos, $(A_j)_{j=1}^P$ são matrizes ($n \times n$) de coeficientes em cada defasagem j , C é um vetor ($n \times 1$) de constantes e ε_t é um vetor ($n \times 1$) de choques independentes entre equações e tempo. A variância desses choques difere por período. Deixe $M = 1, \dots, M$ identificar regimes sobre os quais as variâncias são constantes e a função $m: \tau \rightarrow M$ mapear datas para seus respectivos regimes. Em cada regime, a variância dos choques estruturais é uma matriz diagonal Δ_m diferente:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Delta_{m(t)} \quad (6.2)$$

Os coeficientes $(A_j)_{j=0}^P$ permanecem fixos em todos os períodos.

Conforme o modelo é escrito, pode-se multiplicar as linhas de A_0 e Λ por fatores de escala sem alterar o comportamento implícito dos dados. Impõe-se a restrição:

$$\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \lambda_{i,m(t)} = 1, \quad (6.3)$$

para todo $i \in 1 \dots n$ onde $\lambda_{i,m(t)}$ é o i ésimo elemento da diagonal de $\Lambda_m(t)$.

Isso torna a média da variância estrutural entre períodos igual a 1 em cada equação. Dada essa normalização e a condição técnica de que cada par de equações difira em variância em pelo menos um período, é possível identificar exclusivamente todos os parâmetros n^2 de A_0 , até inverter o sinal de uma linha inteira, ou permutando a ordem das linhas. Uma prova formal disso pode ser encontrada, por exemplo, em Lanne, Lütkepohl e Maciejowska (2010). Se Σ_j é a matriz de covariância residual de forma reduzida para o regime j , e a suposição de A_0 constante é válida, então $\Sigma_j = A_0^{-1} \Lambda_j (A_0^{-1})'$.

Dadas as matrizes de covariância de dois regimes i e j , pode-se calcular:

$$\Sigma_i^{-1} \Sigma_j = A_0' \Lambda_i^{-1} \Lambda_j (A_0^{-1})' \quad (6.4)$$

que tem a forma de uma decomposição de autovalor, com as colunas de A_0' sendo os autovetores. Contanto que os autovalores, os elementos diagonais de $\Lambda_i^{-1} \Lambda_j$, sejam únicos, ou seja, não há k, l tal que $\lambda_{j,k} \lambda_{i,k} = \lambda_{j,l} \lambda_{i,l}$, as linhas de A_0 são, portanto, unicamente determinadas, uma vez que Σ_i e Σ_j são conhecidas.

Equações (1) e (2), combinadas com a normalização de variâncias, descrevem um modelo com n^2 parâmetros livres em A_0 , $(M-1)n$ parâmetros livres em Λ_m e $n^2 p$ parâmetros livres em A_j , onde n é o número de variáveis observadas, M o número de regimes de variância, T o número de observações excluindo as condições iniciais e p o número de defasagens. Os distúrbios t -distribuídos adicionam outros nT parâmetros. São utilizados métodos bayesianos para atualizar as crenças sobre os parâmetros condicionais aos dados observados $\{y_1, \dots, y_T\}$ e as condições iniciais $\{y_{-p-1}, \dots, y_0\}$.

Para A_0 , as priores gaussianas são independentes em todos os elementos, centralizadas em torno de 100 vezes a matriz identidade, com desvio padrão de 200. Para $\lambda_{.,i} = \{\lambda_{1,i}, \dots, \lambda_{M,i}\}$, o vetor de variâncias em cada equação i , coloca-se uma priori de Dirichlet (com $\alpha = 2$) em $\lambda_{.,i} M$. Isso restringe cada uma das variâncias relativas a se situar em $[0, M]$, $M = 5$, centraliza a priori em variâncias iguais e impõe a normalização de que para cada choque estrutural a média das variâncias relativas seja de 1 entre os períodos. A centralização em $A_0 = 100I$ implica que são esperadas variâncias residuais, em cada equação, em torno de 0,01 em ordem de magnitude. Esta é uma suposição padrão para séries temporais de acordo com Brunnermeier et al. (2021).

Utiliza-se uma variação do "Minnesota prior" descrito em Leeper et al. (1996) para as priores nos coeficientes da forma reduzida B_j . Primeiro, um conjunto de observações dummy centraliza as crenças em torno dos passeios aleatórios em cada equação. Utiliza-se um aperto de 3 e decaimento de 0,5, seguindo Brunnermeier et al. (2021), e Sims e Zha (1996). Um segundo conjunto de

dummies, uma “raiz unitária a priori”, expressa a crença de que as variáveis permanecerão em um “nível médio”. Especifica-se aperto de 5 e persistência de 1, de acordo com a referência de Brunnermeier et al. (2021), e Sims e Zha (1996). Transformam-se as prioris dos coeficientes da forma reduzida B_j em prioris dos coeficientes da forma estrutural A_j , multiplicando as dummies, juntamente com os dados reais, por A_0 .

O método de amostragem de Gibbs, um caso especial do algoritmo de Metropolis-Hastings, coletando iterativamente amostras de distribuições condicionais é utilizado para a distribuição a posteriori de todos os parâmetros acima mencionados. Isso implica distribuições a priori e a posteriori para todas as transformações dos coeficientes, incluindo as funções de impulso resposta da variável i para cada choque j . Os parâmetros são separados em 3 blocos:

- Bloco 1: $\Theta_1 = \{A_0, (\Lambda_m)\}$ para $M = 1 \dots M$, A matriz dos coeficientes das relações contemporâneas entre as variáveis, e a matriz diagonal com as variâncias dos choques para cada regime.
- Bloco 2: $\Theta_2 = \{(A_i)_{i=1}^p, \text{ para } i = 1 \dots p, (\varepsilon_{i,t})_{i,t=1}^{n,T}, i = 1 \dots n, t = 1 \dots T\}$ coeficientes da forma estrutural e os choques estruturais,
- Bloco 3: $\Theta_3 = \{(\zeta_{i,t})_{i,t=1}^{n,T}, i = 1 \dots n, t = 1 \dots T\}$ ajustes de variância para cada equação em cada período.

Procede-se com a apresentação de amostras de $P[\theta_1, \theta_2, \theta_3 | \Upsilon]$. Método de distribuição das etapas: $P[\theta_1 | \theta_3, \Upsilon]$, Metropolis-Hastings, $P[\theta_2 | \theta_1, \theta_3, \Upsilon]$, condicional exata, $P[\theta_3 | \theta_1, \theta_2, \Upsilon] = P[\theta_3 | \theta_2, \Upsilon]$, condicional exata. Υ é uma matriz $T \times n$ onde todos os dados do lado esquerdo da equação (1) são empilhados.

O modelo não altera a dinâmica de resposta a choques, pois os coeficientes não variam entre regimes. O tamanho relativo desses choques e, portanto, o tamanho relativo de seus efeitos na economia, varia, pois a variância dos choques muda entre os regimes. Portanto, gráficos de impulso resposta devem sempre ter a mesma forma, mas, em regimes diferentes, tamanhos diferentes Brunnermeier et al. (2021).

O termo "identificação por heterocedasticidade" pode sugerir que o lugar para procurar por uma possível falha da abordagem é a possibilidade de variabilidade insuficiente na forma reduzida das matrizes de covariância. Que a volatilidade de macro agregados e das variáveis financeiras varia com o tempo, não há dúvida. Além disso, se a suposição de $A(L)$ constante estava correta, mas houve de fato pouca variação ao longo do tempo nas matrizes de covariância da forma reduzida, o problema de identificação se revelaria em uma função de verossimilhança plana e, portanto, bandas de erro muito largas nas funções de impulso resposta estimadas.

O risco desta abordagem de identificação, então, não é a possibilidade de pouca heterocedasticidade, mas sim a possibilidade de que a suposição de $A(L)$ constante seja incorreta. A variação em $A(L)$ produziria variação na forma reduzida das matrizes de covariância estimadas Σ , para um modelo que foi ajustado sob a falsa suposição de $A(L)$ constante.

Existe literatura estrangeira e nacional validando a suposição de constância em $A(L)$, mas a discussão segue aberta. Na literatura internacional, Sims e Zha (2006) confrontaram um modelo multivariado aplicado à política monetária, que permite a simultaneidade e a mudança de regime nos coeficientes e nas variâncias, com dados mensais da economia americana, entre 1959 e 2003. Eles apontam uma versão do modelo VAR estrutural que não mostra nenhuma variação nos coeficientes, apenas nas variâncias dos distúrbios estruturais entre “regimes”, como a que melhor se encaixa aos dados. Isso significa que diferenças no comportamento da economia, entre os períodos, são causados pela variação das fontes de distúrbios estruturais, e não pela variação da dinâmica dos efeitos de uma dada perturbação. Segundo os autores, essa é a descoberta empírica mais importante do artigo.

Sims, Waggoner et al. (2008) confirmam a descoberta anterior para a economia americana, utilizando um modelo VAR com mudança de regime, tendo como variáveis o PIB, o deflator do

PIB e a taxa de fundos federais, com cinco defasagens e dados trimestrais de 1959 até 2005. O modelo com variações apenas na variância dos distúrbios se ajusta melhor do que os outros modelos, levando em consideração o maior valor da densidade marginal para os dados.

Chan (2018) testa duas aplicações empíricas para variação no tempo de coeficientes e volatilidades de um modelo VAR. A primeira para volatilidade da inflação nos países do G7. A segunda para variação de tempo da NAIRU nos EUA. O autor encontra evidências de que os maiores ganhos do modelo são provenientes da inclusão da volatilidade estocástica ao invés da variação dos coeficientes do VAR, sugerindo que mudanças da variância dos choques exógenos são mais importantes do que mudanças no regime de política monetária. Na literatura nacional, Castelo-Branco et al. (2015) testaram a estabilidade dos multiplicadores fiscais no Brasil no período 1999-2012, utilizando um VAR estrutural bayesiano com mudança de regimes. Não encontraram evidências de que multiplicadores fiscais se alterem com mudanças no estado da economia, porém as variâncias dos resíduos das equações do modelo alteram-se de forma significativa.

Borges e Portugal (2018) abordaram a capacidade preditiva fora da amostra de um modelo VAR, com coeficientes variáveis e volatilidade estocástica, em relação à taxa de inflação, ao PIB e a taxa de juros no Brasil, com dados entre 1994 e 2016. A performance foi comparada com a de outros modelos que restringem a variação dos coeficientes. No caso da inflação e da taxa de juros, os resultados apontam que o VAR bayesiano com coeficientes constantes e volatilidade estocástica apresenta resultados acurados. Especialmente para a taxa de juros, o VAR bayesiano com coeficientes fixos apresenta melhor desempenho em todos os horizontes de previsão do que VAR bayesiano com coeficientes que variam.

O resultados demonstram a importância da incorporação de mudanças na variância dos distúrbios à especificação do modelo. Para os modelos que realizam esta abordagem, torna-se mais difícil encontrar diferenças decisivas entre os que utilizam coeficientes restritos dos que possuem coeficientes que variam. Pesquisas futuras devem avançar nesta análise, mas a hipótese de coeficientes fixos não pode ser descartada.

6.7 Resultados e Discussão

A seção 7.1 apresenta o conjunto de dados escolhido para este artigo. A seção 7.2 explica a estimação do modelo e o script utilizado. A seção 7.3 analisa os resultados obtidos.

6.7.1 Dados

Para saber se há uma situação de dominância fiscal ou monetária para o Brasil, tendo em vista a metodologia escolhida, a variação dos regimes ao longo do tempo, assim como a dinâmica entre as políticas fiscais e monetárias, estima-se a direção, magnitude e prazo dos efeitos causais de dez variáveis entre si, com dados mensais, de 2005 até 2019. O conjunto de dados relativos às variáveis selecionadas está resumido na Tabela 1 abaixo. Os dados são enunciados em seguida.

- PIB Real (Produto Interno Bruto). Para medir os impactos das variáveis sobre o crescimento econômico. Índice de volume real, com ajuste sazonal, PIB a preços de mercado, código 1.428.682, da Fundação Getúlio Vargas.
- Taxa de Inflação: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para medir o nível geral de preços. Números-índice (dez 97 = 100), atualizados pela série histórica de variação mensal do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, do IBGE, dessazonalizado, tabela 118.
- Taxa de Juros: Selic como indicador da política monetária. Série número 4.189 do BACEN - Taxa de juros – (SELIC), acumulada no mês, anualizada, base 252, como a taxa econômica básica e instrumento de política monetária. Ela é apurada nas operações de empréstimos de um dia entre as instituições financeiras, que utilizam títulos públicos federais como garantia.
- Dívida das Famílias: Para controle dos efeitos do endividamento das Famílias sobre as

Tabela 6.1: Dados do Modelo.

Série	Título	Código/Fonte
PIB	Índice de volume mensal, PIB a preços de mercado.	1428682/FGV
IPCA	IPCA DESSAZONALIZADO IBGE.	Tabela 118/IBGE SIDRA
DIVFAM	Endividamento / renda acumulada doze meses	29037/BCB-DSTAT
DIVSETPUB	Dívida líquida do setor público consolidado / PIB	4513/BCB-DSTAT
M1	Papel-moeda em poder do público + depósitos à vista	27841/BCB-DSTAT
SELIC	Selic acumulada no mês anualizada base 252	4189/BCB-DSTAT
COM_PRICE	Índice de Commodities - Brasil em Dólares.	29042/BCB-DEPEC
SPREAD_S	Média MENSAL de EMBI + Risco-Brasil	JPM366_EMBI366/Ipeadata
SPREAD_C	Diferença entre Selic e a Taxa Preferencial.	20019 - 4189/BCB-SCR
CAMBIO	Taxa de câmbio Dólar americano (venda)	1/BCB-DSTAT

Fonte: Elaboração própria, 2024.

variáveis reais. Endividamento das famílias com o Sistema Financeiro Nacional em relação à renda acumulada dos últimos doze meses, série 29.037 do Banco Central.

- Dívida Pública (DIVSETPUB): Total da dívida líquida do setor público consolidado como percentual do PIB, para avaliar o impacto da política fiscal. Série 4.513 do Banco Central (DLSP).
- M1: Papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista, série 27.841 do Banco Central do Brasil: Meios de pagamento, M1 (saldo em final de período), em BRL milhões, sazonalmente ajustado.
- Preços das commodities (COM PRICE): Para controle dos choques nos preços de exportação. IC-BR, Índice de Commodities Brasil, em dólares, série número 29.042 do Banco Central.
- Spread de Crédito (SPREAD C): Importante para controle de choques de stress financeiro. Já existe vasta literatura que indica a necessidade de incorporar efeitos de spreads de crédito na modelagem da transmissão da política monetária, como Caldara e Herbst (2015) e Gertler e Karadi (2015). No presente modelo, a variável segue uma abordagem a lá Carvalho et al. (2023), incorporando a diferença entre a taxa preferencial brasileira (série 20.019 do Banco Central), e a taxa SELIC, série 4.189. A taxa preferencial brasileira é calculada como a média das operações contratadas entre as instituições bancárias e seus clientes preferenciais. Tende a refletir o custo dos empréstimos para os clientes com menor risco, notadamente o financiamento das grandes empresas junto aos bancos.
- Spread Soberano (SPREAD S): Medida do risco-país, a diferença entre os rendimentos dos títulos da dívida do Brasil e os títulos do Tesouro dos Estados Unidos com características semelhantes, calculada como a média mensal de EMBI + Risco-Brasil. Esta é a série JPM366 EMBI366 do banco JPMorgan, retirada do IPEADATA.
- cambio: Taxa de câmbio real/dólar, para entender a influência da política monetária no comércio exterior. Cabe destacar que utilizou-se a taxa de câmbio mensal livre, de venda, em

reais por dólar americano, série de código 1 do Banco Central.

Utilizam-se os logaritmos do Produto Interno Bruto, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, M1, o Índice de Preços de Commodities e o câmbio. A taxa de juros (SELIC), Spread Soberano, o endividamento das famílias (DIVFAM), a dívida líquida do setor público consolidado (DIVSETPUB) e o Spread entre a taxa Selic e a taxa Preferencial (SPREAD C), estão em unidades decimais. Cada variável possui dez defasagens.

A datação dos regimes de variância dos resíduos utilizou literatura específica para esse fim.

Tabela 6.2: Regimes de Variância.

Regime	Início	Fim
1	2005.1	2008.6
2	2008.7	2009.3
3	2009.4	2014.6
4	2014.7	2016.1
5	2016.2	2019.12

Fonte: Elaboração própria, 2024.

A Tabela 6.2 mostra a datação dos regimes de variância nos resíduos das equações, utilizando Castelo-Branco et al. (2015), até 2012, para identificar os regimes 1, 2 e início do 3, e Marodin e Portugal (2018), nos regimes 3, 4 e 5.

Castelo-Branco et al. (2015) calcularam e avaliaram o comportamento dos multiplicadores fiscais do consumo da administração pública, da formação bruta de capital fixo da administração pública e da carga tributária líquida no Brasil entre 1999-2012. Utilizaram a metodologia VAR Estrutural Bayesiano com mudança de regimes markovianos (MS-SBVAR), encontrando 3 regimes, de acordo com a tabela.

Marodin e Portugal (2018) utilizaram um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico com mudança de regime Markoviana (MS-DSGE), para observar diferentes períodos de comportamento cíclico da relação câmbio-inflação no Brasil. Os autores identificaram um “ciclo de crise” em 2015, como observado na tabela.

É essencial que as variâncias das inovações estruturais variem, em média, entre os regimes. Má especificação, com pequena variação nas variâncias das inovações entre os regimes, prejudica a identificação e leva a amplas faixas de erro e resultados mal determinados. Mas a identificação não depende da captura exata de todas as variações nas variâncias das inovações pelos regimes, ou seja, o início e fim dos regimes com total precisão Brunnermeier et al. (2021).

6.7.2 Estimação

Utiliza-se o código disponibilizado por Brunnermeier et al. (2021), adaptado às mudanças pertinentes, notoriamente um banco de dados de 10 variáveis, 180 observações para cada variável, e 5 regimes de variância.

O código realiza a definição dos parâmetros e matrizes, estabelece prioris sobre os coeficientes, prepara os parâmetros, calcula a verossimilhança, estabelece os resultados do modelo gaussiano, a matriz de coeficientes, os regimes de variância, os resíduos, a matriz de covariância dos resíduos. Em seguida, define o modelo t-distribuído e ajusta os parâmetros para a execução dos métodos bayesianos, retornando a amostragem da distribuição posterior dos parâmetros do modelo utilizando o Gibbs Sampling. Então, calcula as estatísticas posteriores como variâncias relativas, choques

residuais e suas medianas. Por fim, calcula e plota as funções de impulso resposta com base nas amostras extraídas dos parâmetros.

Para realizar as etapas acima, o script carrega os dados e define os parâmetros do modelo, como número de variáveis em 10, número de regimes em 5, frequência mensal das variáveis, número de defasagens em 10, restrições na matriz estrutural A, número de parâmetros livres em A, matriz de variáveis defasadas, restrições nas variâncias ao longo do tempo, prioris da matriz A para penalizar desvios e regularizar os coeficientes, e a matriz hessiana inicial. Define-se a matriz inicial para as variáveis endógenas (A) e variâncias estruturais (lmd). Para cada regime, a matriz A está associada a coeficientes autorregressivos que definem as relações entre as variáveis do modelo. Essas variáveis são ajustadas com base nas restrições especificadas. A estimativa inicial dos parâmetros é realizada através de um modelo de menor ordem (por exemplo, utilizando um modelo VAR de variáveis endógenas com variâncias fixas). Isso permite uma primeira aproximação dos coeficientes em A e lmd, que são críticos para a construção da verossimilhança no modelo posterior.

Para estimar o modelo VAR com variâncias não constantes, considerando quebras estruturais em datas específicas, esses valores são ajustados usando um método de otimização para maximizar a função de verossimilhança. O modelo de menor ordem ajuda a estabilizar o processo de otimização para os modelos mais complexos com variâncias estruturais não constantes. Executa-se a otimização da função de verossimilhança para encontrar os melhores parâmetros, sob hipóteses gaussianas, com restrições, e uma priori de Dirichlet, baseada nos resíduos do modelo VAR e nas variâncias estruturais ao longo do tempo. O objetivo é encontrar os parâmetros que maximizam esta verossimilhança, proporcionando assim uma melhor explicação dos dados observados. A função de verossimilhança para um modelo VAR estrutural levará em conta os coeficientes de A, a matriz de variâncias estruturais, o dados observados, o número de variáveis observadas, os resíduos do modelo e a matriz de covariância dos resíduos, supondo distribuição normal dos mesmos, e considerando todos os regimes de variância. No modelo do presente artigo, utilizou-se a função de log-verossimilhança, sendo expressa como:

$$\log L(\theta|Y) = -\frac{Tn}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Sigma^{-1} \varepsilon_t \quad (6.5)$$

θ representa todos os parâmetros do modelo, incluindo os coeficientes de A, a matriz lmd, e outros parâmetros específicos. Y são os dados observados. A constante n é o número de variáveis observadas. Σ é a matriz de covariância dos resíduos. ε_t são os resíduos no tempo t.

A função manipula os vetores de parâmetros iniciais e a matriz Hessiana inicial, respectivamente. Durante a otimização, várias checagens e ajustes são feitos para garantir que o modelo irá convergir de maneira adequada. Após calcular a função de verossimilhança, o modelo retorna os valores de verossimilhança. Os parâmetros ajustados são utilizados para calcular a matriz A e lmd finais, que são partes fundamentais para a análise de variâncias estruturais no modelo VAR. Os resíduos são calculados como a diferença entre as observações reais e o modelo ajustado pelos coeficientes. A matriz de covariância dos resíduos Σ reflete a variabilidade dos resíduos para cada regime. Todas as variâncias mudam em todos os regimes. Além do modelo ajustado e seus resultados, as variâncias relativas também são calculadas. A seguir, são estimadas as respostas aos impulsos, no modelo gaussiano, para um horizonte de 60 meses.

Este processo permite que o modelo VAR se ajuste melhor aos dados observados, respeitando as restrições teóricas do modelo enquanto se adapta aos padrões dos dados. A função de verossimilhança máxima obtida é um reflexo da plausibilidade dos parâmetros em relação às observações, e a otimização desses parâmetros busca encontrar o melhor ajuste possível.

O modelo gaussiano na parte anterior do script refere-se à suposição de que as variáveis no modelo VAR seguem distribuições normais. Isso é fundamental porque muitas das técnicas estatísticas, como a estimação por máxima verossimilhança e a inferência bayesiana por Métodos de

Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), assumem ou utilizam propriedades da distribuição normal para realizar cálculos. Antes de iniciar a estimação por MCMC, o modelo gaussiano é utilizado como ponto de partida para a estimativa dos parâmetros, e uma estrutura para entender a distribuição dos erros no modelo.

O script carrega os parâmetros previamente estimados, servindo como a estimativa inicial para o modelo VAR. Após obter as estimativas da moda a posteriori, a partir do modelo gaussiano, o script utiliza a técnica de MCMC para explorar a incerteza associada aos parâmetros e fornecer uma amostra representativa da distribuição posterior. Portanto, leva em consideração potenciais dependências e correlações entre as variáveis. O processo de MCMC envolve a amostra da distribuição posterior dos parâmetros condicionais os dados observados, e não diretamente da função de verossimilhança, como no método tradicional de máxima verossimilhança.

Um *array* lambda é criado para armazenar os resultados relacionados às variâncias relativas. Este array é inicialmente preenchido com zeros. As amostras dos parâmetros do modelo, que incluem as variâncias, são extraídas dos resultados do MCMC. O script apresenta 3 modelos para execução das simulações de Monte Carlo: gaussiano, t de Student ou misto. Opta-se pela distribuição t, pois muda as propriedades estatísticas nas caudas em relação a uma distribuição normal, com mais probabilidade de eventos de maior desvio, como grandes choques. Definem-se parâmetros como número de núcleos para paralelização, fatores de escala e de aperto em torno da média para a matriz de covariâncias. Também são definidos o número de iterações do MCMC, quantos serão gravados e o ponto de início da gravação. Com o Ponto inicial do MCMC, executa-se a simulação com base no modelo t de student, por meio da amostragem da distribuição posterior dos parâmetros, utilizando o Amostrador de Gibbs.

Procede-se à apresentação das 3 amostras bayesianas. $P[\theta_1, \theta_2, \theta_3 | \Upsilon]$. Método de distribuição das etapas: $P[\theta_1 | \theta_3, \Upsilon]$, Metropolis-Hastings, $P[\theta_2 | \theta_1, \theta_3, \Upsilon]$, condicional exata, $P[\theta_3 | \theta_1, \theta_2, \Upsilon] = P[\theta_3 | \theta_2, \Upsilon]$, condicional exata.

θ_1 , θ_2 e θ_3 são especificados na seção de metodologia.

Com os valores extraídos da terceira etapa bayesiana, retorna-se à primeira etapa, para obter amostras de θ_1 como extrações da distribuição da primeira etapa. Assim, pode-se obter as amostras dos parâmetros do modelo e as bandas das funções de impulso resposta. Foram utilizadas 200.000 simulações para as extrações dos parâmetros, descartando-se as 100.000 primeiras.

Segue-se a computação das variâncias relativas, choques residuais e suas medianas, além do cálculo e plotagem das funções de impulso resposta com base nos parâmetros amostrados. A mediana das amostras de variância ao longo das extrações é calculada para fornecer uma estimativa central das variâncias relativas. Isso ajuda a resumir a distribuição posterior das variâncias em uma única medida central. Os resíduos do modelo VAR, que representam as diferenças entre as observações e os valores previstos pelo modelo, são extraídos para análise. A escala dos choques é ajustada com base nas variâncias calculadas anteriormente, ajustando os resíduos pela variância correspondente. Isso assegura que os choques sejam adequadamente ponderados de acordo com as variâncias observadas. A mediana dos choques ajustados é calculada para cada período e variável, fornecendo uma estimativa central dos efeitos dos choques. As respostas aos choques são calculadas utilizando os parâmetros ajustados e os resíduos. Isso envolve simular o impacto de choques unitários em um sistema VAR. As respostas aos impulsos são plotadas para visualizar como choques em diferentes variáveis afetam o sistema ao longo do tempo. Dessa forma, o script apresenta as extrações do MCMC, tabelas de variâncias relativas e as funções de impulso resposta do modelo.

Para uma referência completa sobre a simulação da posteriori, pode-se consultar Gelman et al. (2013).

O procedimento bayesiano elimina a necessidade de realização de testes de estacionariedade, como testes de raiz unitária; e testes de cointegração. A abordagem bayesiana é inteiramente

baseada na função de verossimilhança, que tem a mesma forma gaussiana, independentemente da presença ou não de estacionariedade. Portanto, a inferência bayesiana não precisa ter alguma consideração especial em relação à não estacionariedade (SIMS; UHLIG, 1991; SIMS; STOCK et al., 1990).

Para identificar a matriz de coeficientes A_0 , a matriz de covariância dos resíduos precisa variar entre regimes, porém um erro de identificação do início ou fim dos regimes não torna os resultados inconsistentes (SIMS, Christopher A, 2020). Portanto, para que a identificação por heterocedasticidade seja possível, as variâncias dos choques estruturais entre os regimes precisam variar consideravelmente. Como podemos observar na tabela 6.3, para cada um dos dez choques em cinco períodos, a partir de um modelo com inovações t-distribuídas, evidencia-se que as variâncias dos resíduos mudam consideravelmente entre os regimes, justificando a opção pela identificação por heterocedasticidade.

Tabela 6.3: Variâncias dos Regimes.

	2005.1	2008.7	2009.4	2014.7	2016.2
PIB	0.674891	1.085435	0.887042	0.611027	1.729726
IPCA	0.626228	0.406743	0.814985	1.955351	1.207135
DIVFAM	1.231087	0.378625	0.975329	1.544102	0.870701
DIVSETPUB	0.357949	1.234825	1.046697	1.404141	0.930432
M1	2.573351	0.643998	0.607570	0.420020	0.741417
SELIC	0.487291	0.993279	1.196593	1.025861	1.306086
COM_PRICE	0.910669	0.974148	1.925557	0.456476	0.709542
SPREAD_S	0.464956	2.142444	0.448691	1.248326	0.652043
SPREAD_C	0.305352	2.411213	0.587504	0.882869	0.797840
CÂMBIO	1.553607	0.354742	0.503996	0.915196	1.661536

Fonte: Elaboração própria, 2024.

Os choques do IPCA, da Dívida das Famílias e Dívida do Setor Público tem sua variância máxima na recessão de 2015. Os choques da atividade, da política monetária e do câmbio possuem variância máxima no período de retomada após 2016. Os choques nos spreads possuem variância máxima na crise de 2008, mostrando a captura da incerteza gerada por crises financeiras por este tipo de variável.

6.7.3 Análise dos Resultados

Para as análises desta seção, define-se curto prazo como o período de 0 a 12 meses, médio prazo de 12 a 36 meses, e longo prazo de 36 a 60 meses.

A Tabela 6.4, a seguir, resume os efeitos estatisticamente significativos de cada choque do modelo nas outras variáveis, nos períodos definidos acima. Estes efeitos foram computados por meio da banda de 90 por cento das funções de impulso resposta de cada choque do sistema sobre as variáveis remanescentes. A seta para cima indica um efeito positivo, a seta para baixo indica um efeito negativo. Apenas os choques no PIB e no Spread de Crédito possuem efeitos bem definidos no longo prazo sobre outras variáveis, enquanto os choques na DLSP e no Câmbio possuem efeitos

bem definidos apenas no curto prazo. A análise das funções de impulso resposta será discutida em detalhes ao longo desta seção.

Tabela 6.4: Resumo dos Efeitos Estatisticamente Significativos de cada Choque do Modelo nas outras variáveis, por prazo.

Choque	0 a 12 Meses	12 a 36 Meses	36 a 60 Meses
PIB ↑	p↓, m1↑, i↓, S↓, e↓	d↑, D↓, m1↑, S↓, e↓	D↓
IPCA ↑	S↑, c↓, e↑	m1↑	
DIVFAM ↑	e↑	p↑	
DIVSETPUB ↑	i↓, e↓		
M1 ↑	y↑, p↑, D↑, CP↑, e↓	CP↑	
Pol.Monetária ↑	D↑, m1↓,e↓	y↓, p↓, d↓,m1↓, D↑	
Com_Price ↑	y↑,p↑	y↑,p↑,D↓,c↑	
Spread_S ↑	D↑,c↑		
Spread_C ↑	y↓,i↓,CP↓,S↓	y↑,d↑,i↓	p↑,d↑
CÂMBIO ↑	D↑,m1↓		

- ⁱ Taxa de juros;
- ^p IPCA;
- ^y PIB;
- ^e Taxa de câmbio;
- ^{m1} Agregado monetário;
- ^c Spread de crédito;
- ^S Spread soberano;
- ^d Dívida das famílias;
- ^D Dívida líquida do setor público;
- ^{CP} Preços de commodities.

Fonte: Elaboração própria, 2024.

Para avaliação dos resultados do modelo, é importante verificar primeiramente se o choque de política monetária está bem identificado. Portanto, observa-se a Figura 6.5, na coluna da variável SELIC. O choque de política monetária está explícito, onde a coluna e a linha da variável SELIC se interceptam. O choque de política monetária traz uma resposta positiva imediata da taxa Selic. Isto gera uma resposta negativa do PIB de médio prazo, e de longo prazo (estatisticamente indeterminada), examinando-se a coluna da SELIC e linha do PIB. A mediana de resposta do PIB à política monetária contracionista não é tão forte, nem tão persistente quanto Brunnermeier et al. (2021)., o que concorda com a maior parte das estimativas da literatura. Além disso, podemos observar um efeito negativo e persistente de médio e longo prazo do choque de política monetária sobre o nível de preços, na coluna da SELIC e linha do IPCA. A resposta do IPCA tende a ser negativa no longo prazo, como podemos observar pela trajetória da sua mediana, porém não totalmente determinada. A resposta do M1 ao choque de política monetária é imediatamente indefinida, porém negativa no curto e médio prazos.

Ressalta-se que uma das inovações mais importantes deste modelo é a inclusão de variáveis de spread. Todavia, ao contrário do trabalho de Brunnermeier et al. (2021)., que estima uma resposta mais forte do PIB aos choques de política monetária, incluir as variáveis de spread não ajudou

a capturar um possível aumento do stress financeiro do sistema bancário diante de um aperto da política monetária, que resultaria, teoricamente, em maior contração do PIB. Entretanto, a resposta dos spreads à política monetária é imediata, como relataram Caldara e Herbst (2015), mas não é bem determinada, com ambos se aproximando do terreno negativo no curto prazo.

Os choques dos próprios spreads são as fontes mais importantes de variação nos mesmos. Eles possuem uma trajetória semelhante de resposta, com tendência à acomodação da mediana no médio prazo, porém o spread de crédito possui efeito positivo persistente em resposta ao próprio choque. Os spreads geram efeitos diferentes nas outras variáveis do modelo. O spread de crédito possui efeito negativo imediato sobre o PIB, estando de acordo com as conclusões de Gilchrist, Yankov et al. (2009). Isto evidencia a importância da presença de variáveis de spread de juros e crédito nas análises econômicas, e a necessidade de incorporar seus efeitos na modelagem da transmissão da política monetária. O spread soberano possui efeito indeterminado sobre o produto. O choque do spread de crédito sobre o PIB é persistente, sendo imediatamente negativo e passando a ser positivo bem definido no médio prazo. Possui efeito indeterminado sobre o IPCA no curto prazo, porém positivo bem definido no longo prazo. Possui efeito negativo imediato e persistente até o médio prazo sobre a SELIC, enquanto o Spread Soberano possui efeito indefinido. Este padrão pode favorecer a crença que distingue um choque de crédito bancário de um distúrbio financeiro não bancário, com a política monetária tentando compensar parcialmente seus efeitos Brunnermeier et al. (2021).

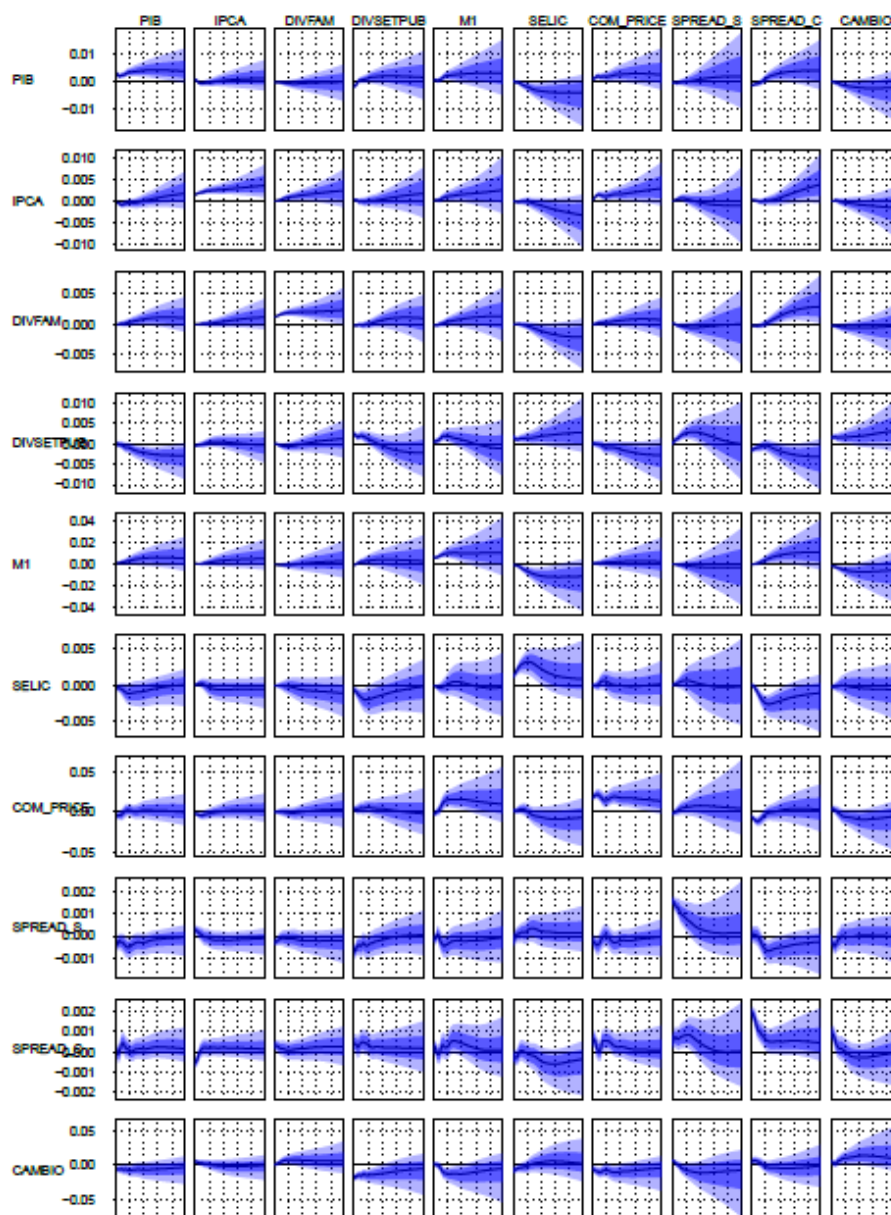
A análise dos resultados do ponto de vista da política fiscal demonstra efeitos distintos aos da política monetária. Para avaliar o efeito da Dívida Líquida do Setor Público sobre as variáveis de interesse, e determinar a presença ou ausência de dominância fiscal para o período, utiliza-se a seguinte consideração: Uma política econômica é considerada "Ricardiana" se o governo altera o superávit primário para que a política fiscal seja sustentável. Uma política fiscal "não-Ricardiana" é uma situação na qual a política fiscal é considerada dada, mesmo que aparentemente não satisfaça à restrição orçamentária intertemporal do governo. Porém, o nível geral de preços se movimentará para que, em equilíbrio, esta restrição acabe sendo satisfeita. Esta situação pode teoricamente ocorrer e é explicada utilizando-se o que se denomina "Teoria Fiscal do Nível Geral de Preços" (TFNP). De acordo com esta teoria, o nível geral de preços não é determinado pela quantidade de moeda da economia mas por considerações fiscais. Ou seja, se o Banco Central é passivo e a autoridade fiscal é dominante, então a política fiscal tem uma enorme influência no nível de preços. Fialho (2004) Todavia, no presente modelo, em contraste com os resultados supracitados da política monetária, a Dívida Pública não possui efeito causal bem definido sobre a inflação, como pode-se avaliar pela coluna DIVSETPUB e linha do IPCA, na Figura 6.5. Também não há efeito bem definido da dívida Pública sobre o M1, mas o choque positivo do M1 causa crescimento do PIB e do IPCA de forma bem definida no curto e médio prazos. Portanto, dada a ausência de relação causal entre a dívida e o nível de preços, considerações fiscais não são preponderantes para os movimentos na inflação, evidenciando ausência de dominância fiscal para o período. Existe um efeito bem definido de curto prazo da DLSP sobre a SELIC, e da SELIC sobre a DLSP, porém esses efeitos são secundários, denotando um mecanismo de realimentação. No entanto, a Dívida das Famílias e o IPCA apresentam *feedbacks* positivos.

Analisando a outras variáveis do modelo, o choque exógeno positivo nos preços da commodities leva a um crescimento persistente do PIB de médio prazo, *feedback* positivo do IPCA de longo prazo, e efeito imediato negativo sobre o câmbio, denotando influência tanto no produto, quanto no nível de preços da economia. O choque de câmbio produz efeito negativo bem definido sobre o produto no curto prazo, porém não possui influência bem definida na inflação. Um choque positivo no PIB leva a uma diminuição do IPCA no curto prazo, com retorno à trajetória positiva, porém indeterminada. Também há um efeito imediato de desvalorização do câmbio, porém transitório. Cabe ressaltar que o efeito do Spread Soberano sobre a DLSP coincide com Flora e Santolin (2023),

sendo positivo bem definido no curto prazo e em parte da trajetória no médio prazo. Portanto, o ambiente externo também possui influência na dinâmica fiscal interna, e deve ser considerado nas interações entre as políticas monetárias e fiscais.

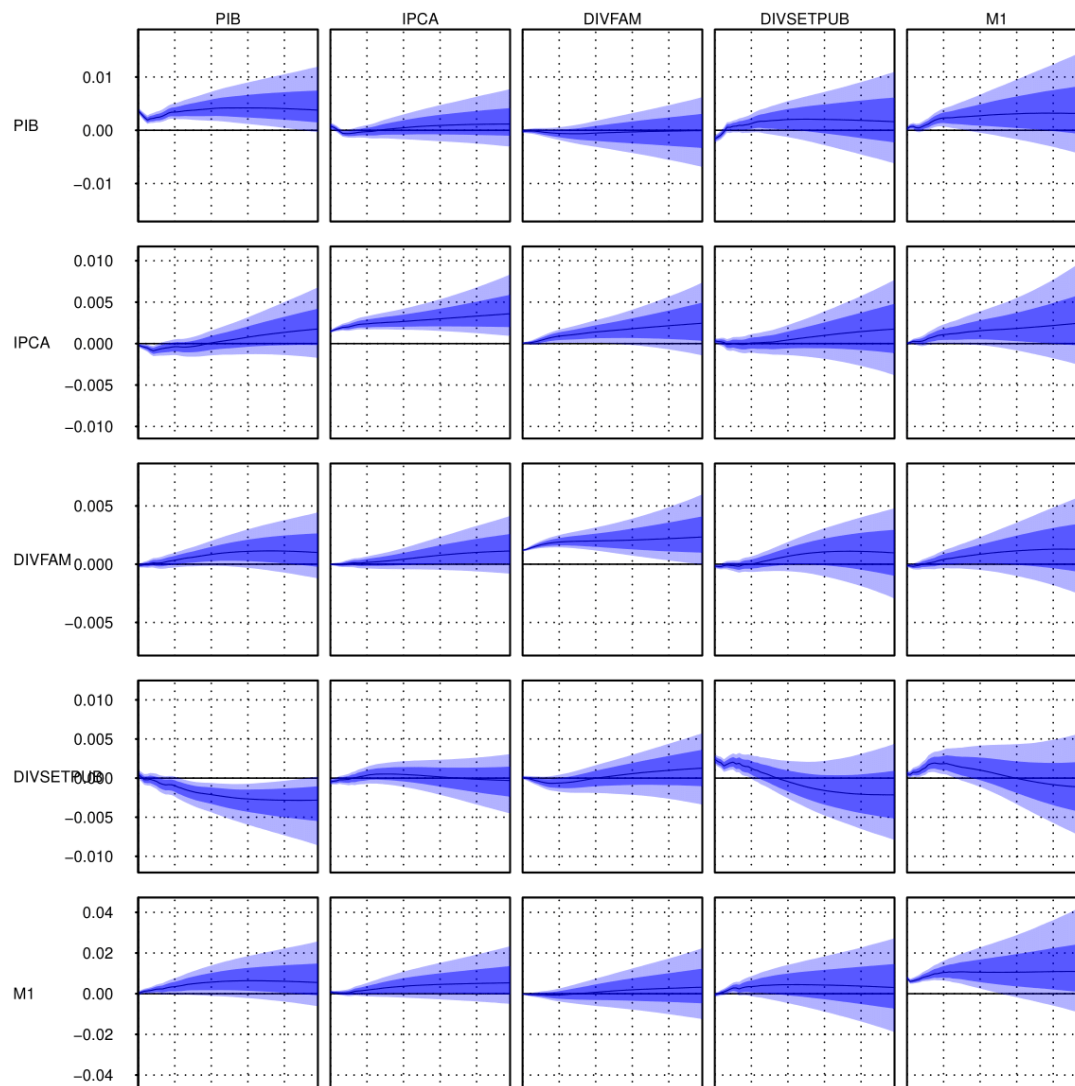
As Figuras 6.5 a 6.9, a seguir, mostram as Funções de Impulso Resposta das variáveis, que originaram os resultados discutidos neste texto, obtidas por meio da distribuição t, com horizonte de 60 meses e Incerteza da Posteriori com bandas de 68 percento e 90 percento. As Figuras 6.6 até 6.9 dividem a Figura 6.5 em 4 novas figuras 5x5 ampliadas, para melhor visualização. A distribuição t é utilizada porque muda as propriedades estatísticas nas caudas em relação a uma distribuição normal, com mais probabilidade de eventos de maior desvio, como grandes choques.

Figura 6.5: Funções de Impulso Resposta, Distribuição t, 60 meses, Incerteza da Posteriori de 68 e 90 percento.



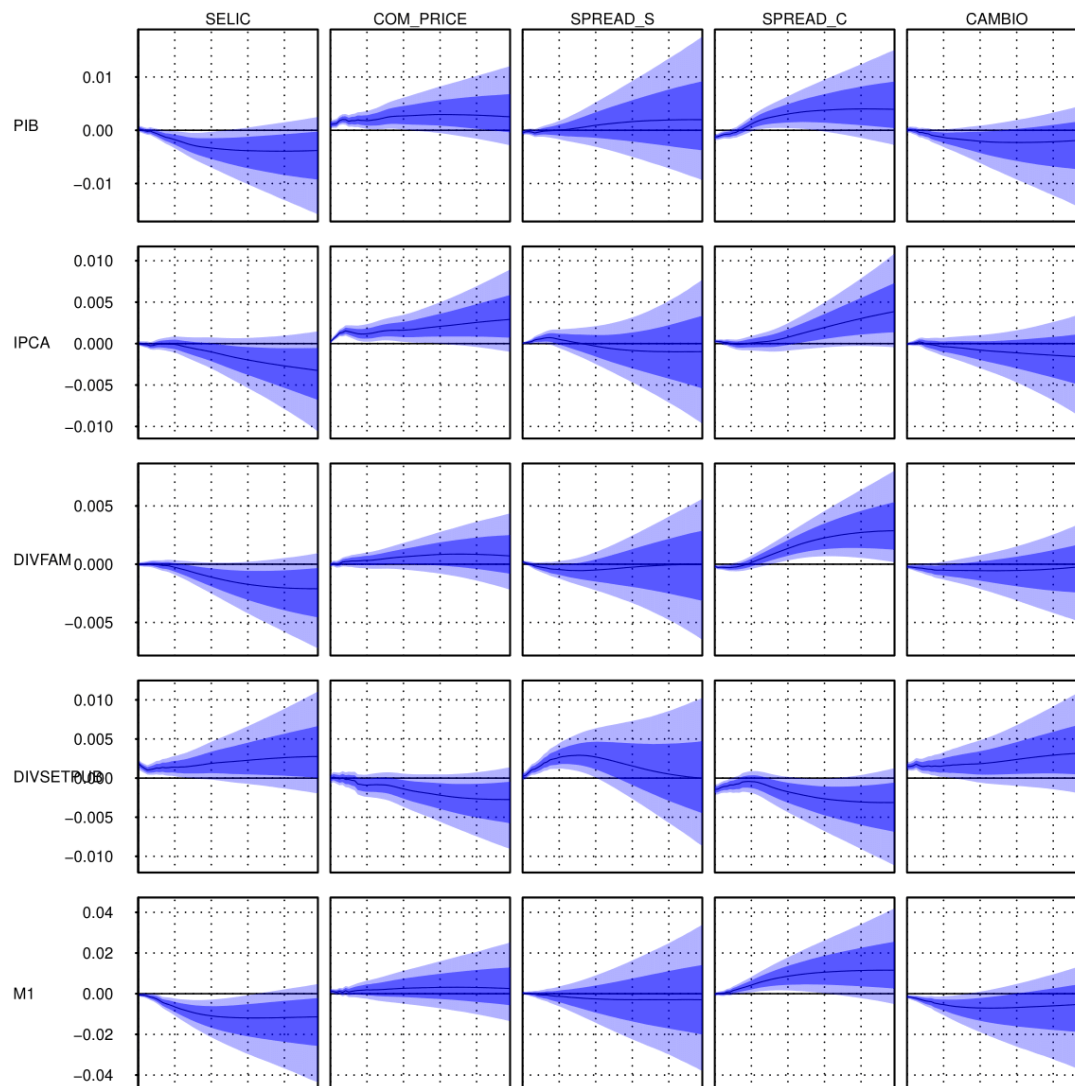
Fonte: O autor, 2024.

Figura 6.6: Funções de Impulso Resposta, Distribuição t, 60 meses, Incerteza da Posteriori de 68 e 90 por cento.



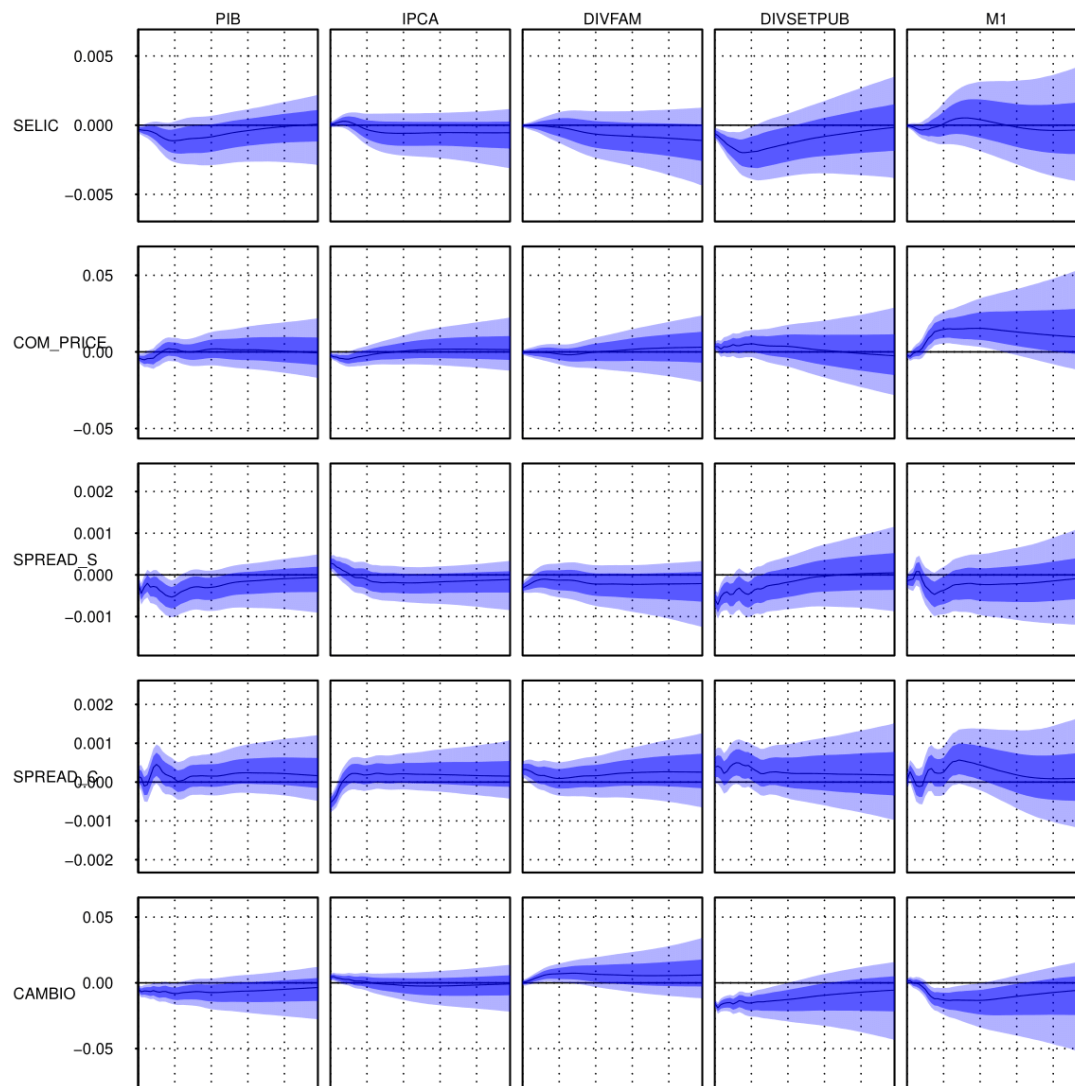
Fonte: O autor, 2024.

Figura 6.7: Funções de Impulso Resposta, Distribuição t, 60 meses, Incerteza da Posteriori de 68 e 90 por cento.



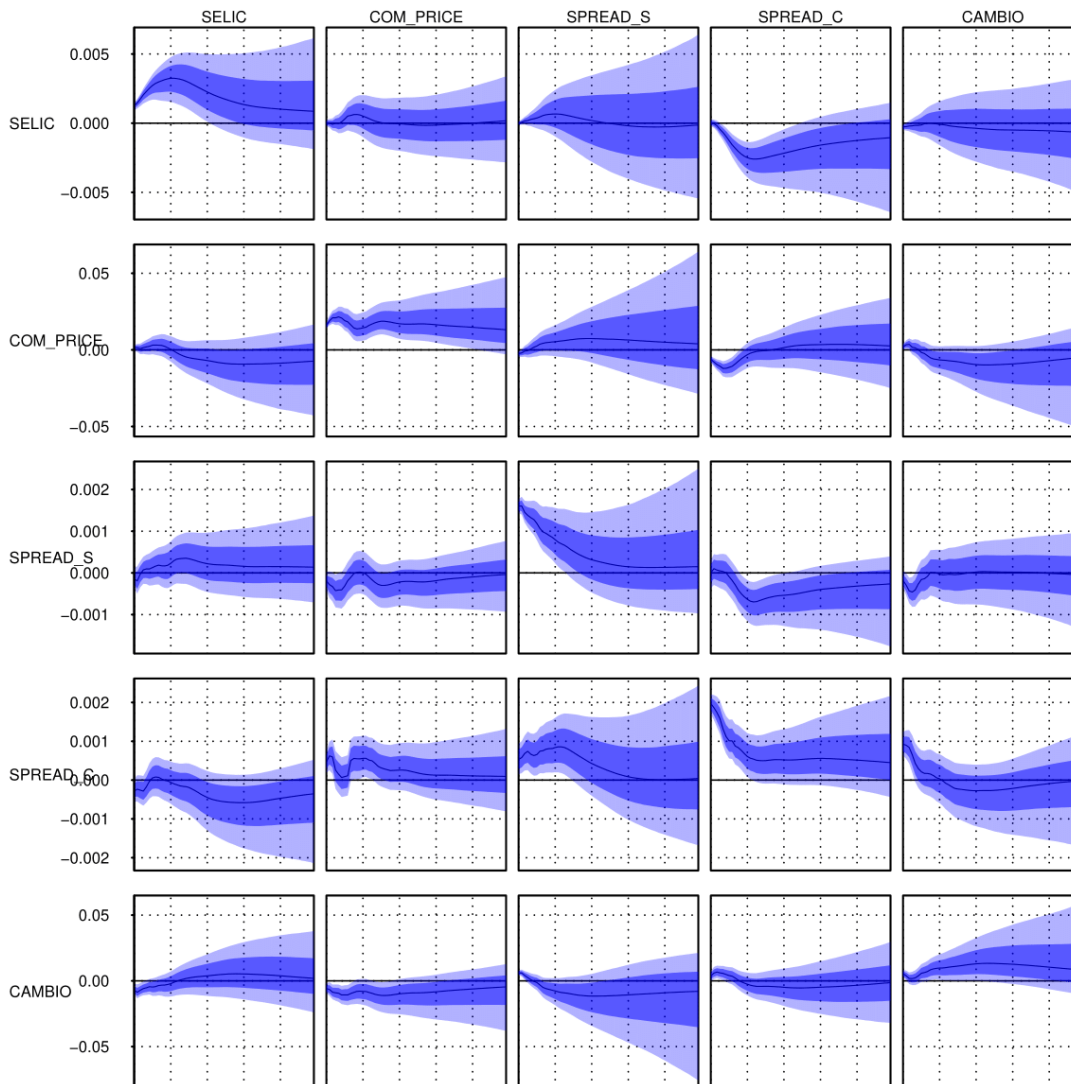
Fonte: O autor, 2024.

Figura 6.8: Funções de Impulso Resposta, Distribuição t, 60 meses, Incerteza da Posteriori de 68 e 90 por cento.



Fonte: O autor, 2024.

Figura 6.9: Funções de Impulso Resposta, Distribuição t, 60 meses, Incerteza da Posteriori de 68 e 90 por cento.



Fonte: O autor, 2024.

6.8 Conclusão

As interações entre as políticas monetárias e fiscais são importantes para o desempenho da economia e podem afetar o ciclo de negócios e o nível geral de preços. A compreensão desta dinâmica é interessante tanto para as decisões de política econômica quanto de investimento. Entender os feedbacks entre a política fiscal, a política monetária e as variáveis macroeconômicas poderia reduzir riscos na formulação de política econômica.

Neste sentido, a presente pesquisa investigou os efeitos das políticas monetária e fiscal, em conjunto com variáveis que influenciam o ciclo de negócios, sobre o PIB, IPCA, Dívida das Famílias, Dívida Líquida do Setor Público, M1, Selic, preços de commodities, Spread Soberano, spread entre a Selic e a taxa preferencial, e o câmbio. Estas variáveis econômicas foram analisadas por meio de um modelo VAR Bayesiano, que leva em consideração a presença de heterocedasticidade nos

dados. A escolha deste modelo possibilitou capturar feedbacks e impulsos entre os parâmetros, a incorporação de informações a priori e a estimativa de incertezas.

Os resultados obtidos sugerem que a política monetária não é amplificada por meio de spreads de crédito, sendo este resultado semelhante à maior parte da literatura. A resposta do PIB à política monetária é determinada no médio prazo, não tão forte quanto em Brunnermeier, Palia, Sastry, e Sims (2020). Porém, o Spread de Crédito possui efeitos bem determinados sobre o PIB, IPCA e SELIC, validando a literatura que defende o uso deste tipo de variável nas análises econômicas, principalmente quando há incerteza inerente aos períodos de crise.

A partir de análises de impulso resposta, foram comparados os efeitos das políticas monetária e fiscal para avaliar possíveis condições de dominância fiscal ou dominância monetária. De acordo com a dinâmica do modelo, pode-se sugerir que para o caso específico do Brasil há evidências de dominância monetária, pois choques da taxa juros implicam movimentos bem definidos no nível de preços, enquanto há ausência de relações causais estabelecidas entre os movimentos da dívida e a inflação. Isto permite concluir que não há evidências de dominância fiscal no período. Esse resultado confirma Flora e Santolim (2023).

Outras relações econômicas de interesse também são extraídas. Os preços de commodities possuem relação positiva com o PIB e a inflação, e negativa com o câmbio. O câmbio não possui influência bem definida na inflação. Um choque positivo no PIB leva a uma diminuição do IPCA no curto prazo, com retorno à trajetória positiva, porém indeterminada. O Spread Soberano tem efeito positivo sobre a dívida. Portanto, o ambiente externo também possui influência na dinâmica fiscal interna e deve ser considerado.

A pesquisa buscou fornecer relações entre as variáveis do modelo, que podem ser úteis para tomadores de decisão e formuladores de políticas econômicas. O maior número de variáveis utilizadas em conjunto, principalmente em relação à literatura nacional, com um período menor de disponibilidade, pode ter influenciado alguns resultados, mas a maior parte possui respaldo em trabalhos já publicados.

A contribuição do trabalho foi a estimação de um modelo que endogeniza a dinâmica da taxa de juros, identifica a política monetária em conjunto com spreads e incorpora incerteza, permitindo uma avaliação inovadora da interação entre as políticas fiscais e monetárias.

Bibliografia

Livros

- ABOUHARB, Ramzi M.; CINGRANELLI, David L. **Human Rights and Structural Adjustment**. [Sine loco]: Cambridge University Press, 2007. Citado na página 78.
- AIKEN, Leona S.; WEST, Stephen G.; RENO, Raymond R. **Modeling and interpreting interactions in multiple regression**. [Sine loco]: Sage, 1991. Citado na página 119.
- AIUBE, Fernando Antonio Lucena. **Modelos quantitativos em finanças com enfoque em commodities**. Porto Alegre: Bookman Editora, 2013. Citado nas páginas 159, 165.
- ALMEIDA, Carlos. **Impacto das Políticas Fiscal e Monetária na Economia Brasileira**. São Paulo: Editora Economia, 2010. Citado na página 77.
- BACHA, Edmar. **Política Fiscal e Sustentabilidade da Dívida Pública**. [Sine loco]: Editora Companhia das Letras, 2007. Citado na página 78.
- BACHA, Edmar L. **O Futuro da Indústria no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013. Citado nas páginas 81, 84.
- BARBOSA FILHO, Fernando Henrique; PESSÔA, Sérgio Afonso. **Macroeconomia da Estagnação Brasileira**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014. Citado na página 78.
- BECKER, Gary S. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education**. [Sine loco]: University of Chicago Press, 1964. Citado na página 36.
- BELLUZZO, Luiz Gonzaga. **Economia e Política: Desafios do Brasil Contemporâneo**. São Paulo: Editora Unesp, 2010. Citado nas páginas 81, 82.
- BLANCHARD, Olivier; FISCHER, Stanley. **Lectures on macroeconomics**. [Sine loco]: MIT press, 1989. Citado na página 186.
- BLANCHARD, Olivier; SUMMERS, Lawrence H. **Rethinking Stabilization Policy. Back to the Future**. [Sine loco]: Peterson Institute for International Economics, 2017. Citado nas páginas 85, 110, 111.

- BONELLI, Ricardo; PINHEIRO, Antonio Carlos. **Desafios do Crescimento Econômico no Brasil**. [Sine loco]: Editora FGV, 2018. Citado na página 79.
- CARDIM, de Carvalho Fernando J.; AL., et. **Economia Monetária Financeira: Teoria e Política**. 9a reimpressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007. Inclui bibliografia. ISBN 978-85-352-2360-6. Citado nas páginas 3–5, 10–12, 18.
- CARDOSO, Eliana. **Inflation and Stabilization in Brazil**. [Sine loco]: MIT Press, 1998. Citado na página 84.
- CARDOSO, Fernando Henrique. **A arte da política: A história que vivi**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2006. Citado na página 77.
- CARNEIRO, Daniel. **Economia Brasileira Contemporânea: 1945-2010**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. Citado na página 79.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. Hoboken: John Wiley & Sons, 2008. Citado nas páginas 158, 159, 162.
- FRIEDMAN, Milton. **The role of monetary policy**. [Sine loco]: Springer, 1995. Citado na página 172.
- GIAMBIAGI, F. **Economia brasileira contemporânea**. [Sine loco]: Elsevier, 2017. Citado nas páginas 3, 11, 12.
- GIAMBIAGI, Fabio. **Dívida Pública: A Experiência Brasileira**. São Paulo: Campus, 2007. Citado nas páginas 79, 86.
- _____. **Política Fiscal e Sustentabilidade da Dívida Pública**. Brasília: IPEA, 2007. Citado nas páginas 84, 85.
- GIAMBIAGI, Fabio; ALEM, Ana; PINTO, Sol Garson Braule. **Finanças públicas**. [Sine loco]: Elsevier Brasil, 2017. Citado na página 141.
- GIAMBIAGI, Fabio; CASTRO, Luciano B. de; HERMANN, Jacqueline. **O Brasil e o Plano Real: Uma análise crítica**. São Paulo: Editora 34, 2000. Citado na página 76.
- GIL, Antonio Carlos. **Como Elaborar Projetos de Pesquisa**. 4. edição. São Paulo: Atlas, 2002. Citado na página 108.
- _____. **Métodos e Técnicas de Pesquisa Social**. 6. edição. São Paulo: Atlas, 2008. Citado na página 116.
- GITMAN, Lawrence J. **Princípios de Administração Financeira**. 12. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010. Tradução de Allan Vidigal Hastings; revisão técnica de Jean Jacques Salim. ISBN 978-85-7605-332-3. Citado na página 10.
- GREENE, William H. **Econometric Analysis**. 8. edição. [Sine loco]: Pearson, 2018. Citado na página 107.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. edição. [Sine loco]: Amgh Editora, 2011. Citado na página 107.
- HAMILTON, J. D. **Time-series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994. Citado nas páginas 13, 158, 159.
- KEYNES, John Maynard. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. [Sine loco]: Macmillan Cambridge University Press, 1936. Citado na página 82.
- KLITGAARD, Robert. **Controlling Corruption**. [Sine loco]: University of California Press, 1988. Citado na página 37.

- LAKATOS, Eva Maria; ANDRADE MARCONI, Maria de. **Metodologia do Trabalho Científico**. 10. edição. São Paulo: Atlas, 2021. Citado na página 116.
- MALTHUS, Thomas R. **Um Ensaio sobre o Princípio da População**. London: J. Johnson, 1798. Citado na página 109.
- MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. 9. edição. São Paulo: Cengage Learning, 2016. Citado nas páginas 110, 111.
- _____. **Principles of Economics**. [Sine loco]: Cengage Learning, 2021. Citado na página 17.
- MENDES, Marcos. **Por que o Brasil cresce pouco?: desigualdade, democracia e baixo crescimento no país do futuro**. [Sine loco]: Elsevier Brasil, 2014. volume 1. Citado na página 73.
- MOED, Henk F. **Citation analysis in research evaluation**. Berlin: Springer Science & Business Media, 2006. volume 9. Citado na página 153.
- MORETTIN, Pedro Alberto; CASTRO TOLOI, Clélia Maria de. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2004. Citado na página 107.
- PASTORE, Giovanni. **Economia Monetária e Financeira**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014. Citado na página 80.
- REZENDE, Fernando. **Sustentabilidade Fiscal e Gestão das Finanças Públicas no Brasil**. São Paulo: Editora Atlas, 2012. ISBN 978-85-224-8222-1. Citado nas páginas 85, 86.
- RICARDO, David. **Princípios de Economia Política e Tributação**. London: John Murray, 1817. Citado na página 109.
- RODRIGUE, Jean-Paul; COMTOIS, Claude; SLACK, Brian. **The Geography of Transport Systems**. [Sine loco]: Routledge, 2016. Acesso em: junho/2024. Disponível em: <<https://transportgeography.org/contents/chapter3/transportation-and-economic-development/>>. Citado na página 37.
- ROSS, Stephen A. et al. **Fundamentos de Administração Financeira**. 9. ed. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda., 2013. Tradução de Leonardo Zilio e Rafaela Guimarães Barbosa. ISBN 978-85-8055-225-6. Citado na página 10.
- SAMUELSON, Paul; NORDHAUS, William. **Economia**. 19. edição. São Paulo: McGraw-Hill, 2010. Citado na página 110.
- SCHICK, Allen. **O PPB e o orçamento incremental**. [Sine loco]: Fundação Getúlio Vargas, 1976. Citado na página 55.
- SHAH, Anwar. **The reform of intergovernmental fiscal relations in developing and emerging market economies**. [Sine loco]: The World Bank, 1994. Citado na página 28.
- SMITH, Adam. **A Riqueza das Nações**. London: W. Strahan e T. Cadell, 1776. Citado na página 109.
- STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Introduction to Econometrics with R**. [Sine loco: sine nomine], 2015. Citado na página 48.
- VASCONCELLOS, M. A. S.; GAMBOA, U. M. R.; TUROLLA, F. A. **Macroeconomia para gestão empresarial**. [Sine loco: sine nomine], 2016. Citado nas páginas 146, 147, 157, 160.
- WICKENS, Michael. **Macroeconomic theory: a dynamic general equilibrium approach**. Princeton: Princeton University Press, 2011. Citado nas páginas 141, 182.
- WICKSELL, Knut. **Geldzins und Güterpreise**. Jena: J.B. Metzler'sche Verlagsbuchhandlung e Carl Ernst Poeschel Verlag GmbH, 1898. Reimpresso por A.M. Kelley, New York, 1965. Citado nas páginas 4, 5, 11.

WOODFORD, Michael. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton e Oxford: Princeton University Press, 2003. Library of Congress Control Number 2003106560. ISBN 0-691-01049-8. Citado na página 5.

Artigos, trabalhos apresentados, teses e dissertações

AFONSO, José Roberto. Flexibilidade Fiscal e Sustentabilidade da Dívida Pública. **Revista de Economia Política**, volume 35, número 1, páginas 67–92, 2015. ISSN 0101-3303. DOI: 10.1590/0101-330320150001000004. Citado na página 85.

AFONSO, José Roberto; ARAÚJO, Eliane Cristina; FAJARDO, Bernardo Guelber. The role of fiscal and monetary policies in the Brazilian economy: Understanding recent institutional reforms and economic changes. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Elsevier, volume 62, páginas 41–55, 2016. Citado nas páginas 171, 177–179.

AHMED, R. Global commodity prices and macroeconomic fluctuations in a low interest rate environment, 2023. Citado nas páginas 108, 109.

ALÉM, Ana Cláudia; GIAMBIAGI, Fabio. Finanças públicas: teoria e prática no Brasil. **Rio de Janeiro: Editora Campus**, 1999. Citado na página 78.

ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Large Changes in Fiscal Policy: Taxes Versus Spending. In: **TAX Policy and the Economy**. [Sine loco]: University of Chicago Press, 2010. volume 24. Páginas 35–68. Citado na página 86.

ALESINA, Alberto; ARDAGNA, Silvia. Tales of fiscal adjustment. **Economic Policy**, volume 27, número 71, páginas 487–545, 1998. Citado nas páginas 29, 32.

ALMEIDA, Marcos. Inovação Tecnológica e Crescimento Econômico. **Revista Brasileira de Inovação**, volume 18, número 1, páginas 45–62, 2019. Citado na página 83.

AMADEO, Javier. O Debate econômico na Argentina da democratização. **São Paulo: USP**, 2005. Citado na página 76.

ANDRADE, Philippe et al. The Optimal Inflation Target and the Natural Rate of Interest. **Brookings Papers on Economic Activity**, Brookings Institution Press, volume 2019, número 2, páginas 173–255, 2019. Fall 2019. Disponível em: <<https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2019/10/Andrade-Gali-LeBihan-Matheron-Conference-Draft.pdf>>. Citado na página 6.

ARAÚJO, E. Reforma Tributária e Sustentabilidade Fiscal: Desafios e Perspectivas para o Brasil. **Revista de Economia Política**, volume 38, número 1, páginas 20–35, 2018. Citado na página 86.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, Wiley-Blackwell, volume 58, número 2, páginas 277–297, 1991. Citado na página 183.

ARIA, Matteo; CUCCURULLO, Corrado. **bibliometrix: An R-tool for comprehensive science mapping analysis**. volume 11. [Sine loco]: Elsevier, 2017. Páginas 959–975. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.informetrics.2017.08.007>. Disponível em: <<https://www.bibliometrix.org/>>. Citado na página 7.

ASCHAUER, David Alan. Is Public Expenditure Productive? **Journal of Monetary Economics**, volume 23, número 2, páginas 177–200, 1989. Citado na página 81.

ATHAYDE, David Rebelo; VIANNA, André Coelho. Dívida pública brasileira: uma análise comparativa dos três principais indicadores de esforço fiscal do governo. **Nova Economia**, SciELO Brasil, volume 25, páginas 403–420, 2015. Citado na página 76.

BALL, Laurence; FURCERI, Davide; LOUNGANI, Prakash. The role of fiscal policy in economic recovery. **IMF Economic Review**, volume 61, número 2, páginas 313–343, 2013. Citado na página 112.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Estatísticas Fiscais**. [Sine loco: sine nomine], 2024. <https://www.bcb.gov.br/estatisticas/estatisticasfiscais>. Acesso em 28/04/2024. Citado na página 73.

_____. **Indicadores econômicos consolidados**. [Sine loco: sine nomine], 2024. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/SERIESTEMPORAIS>>. Acesso em: 4 mai. 2024. Citado nas páginas 142, 160, 161, 166, 168.

_____. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. [Sine loco: sine nomine]. <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em 12/06/2024. Citado na página 92.

BARBOSA, Fabio; CAMÊLO, José Marcos; JOÃO, Ricardo. Estimativa da taxa natural de juros para a economia brasileira: uma aplicação da regra de Taylor. **Brazilian Review of Econometrics**, volume 36, número 2, páginas 219–242, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1808-26562016000200004>. Citado na página 10.

BARBOSA, Fernando de Holanda; CAMÊLO, Felipe Diogo; JOÃO, Igor Custodio. A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003–2015. **RBE Rio de Janeiro**, Out-Dez, volume 70, número 4, páginas 399–417, 2016. Citado na página 3.

BARBOSA, Gélvio Luiz Barreto. Sustentabilidade da política fiscal brasileira no período pós-real: 1995–2006. Universidade Federal da Bahia, 2007. Citado na página 73.

BARBOSA, N.; PESSÔA, S. Por que os juros brasileiros são altos? **Revista de Economia Política**, volume 39, número 1, páginas 50–67, 2019. Citado na página 73.

BARBOSA, Nelson H.; NERI, Marcos C.; WUNSCH, Gerardo L. Plano Real: Uma avaliação. **Revista de Economia Política**, volume 26, número 1, páginas 15–33, 2006. Citado na página 76.

BARRO, Robert J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. **Journal of Political Economy**, 1990. Citado na página 37.

_____. Human Capital and Growth. **American Economic Review**, volume 91, número 2, páginas 12–17, 2001. Citado na página 83.

BASTOS, J. C. Public Debt Sustainability: An Empirical Study for Brazil. **Economia Aplicada**, volume 14, número 4, páginas 549–568, 2010. Citado na página 80.

BENATI, Leonardo. A new methodology to estimate the natural rate of interest. **Economics Letters**, volume 132, página 103740, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2023.103740>. Citado na página 9.

BENIGNO, Pierpaolo; WOODFORD, Michael. Optimal monetary and fiscal policy: A linear-quadratic approach. **NBER macroeconomics annual**, MIT Press, volume 18, páginas 271–333, 2003. Citado na página 171.

BERNANKE, Ben S; GERTLER, Mark. **Agency costs, collateral, and business fluctuations**. [Sine loco]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986. Citado na página 186.

BEZERRA, W. A. das Chagas; SANTOS, D. R. dos; FREITAG, A. E. B. Economia do crime entre 1975 e 2021: um estudo bibliométrico: Economics of crime between 1975 and 2021: a bibliometric study. **Revista de Gestão e Secretariado**, volume 13, número 3, páginas 1385–1397, 2022. Citado na página 6.

- BJØRNLAND, Hilde C; LEITEMO, Kai; MAIH, Junior. Estimating the natural rates in a simple New Keynesian framework. **Empirical Economics**, Springer, volume 40, páginas 755–777, 2011. Citado nas páginas 6, 10.
- BLANCHARD, Olivier. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil, 2005. Citado nas páginas 171, 174, 178–181, 184, 185.
- _____. Public debt and low interest rates. **American Economic Review**, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203, volume 109, número 4, páginas 1197–1229, 2019. Citado na página 156.
- BLANCHARD, Olivier; LEIGH, Daniel. Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers. **American Economic Review**, volume 103, número 3, páginas 117–120, 2013. Citado nas páginas 82, 86.
- _____. _____. **American Economic Review**, volume 103, número 3, páginas 117–120, 2013. Citado na página 84.
- BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An Empirical Characterization Of The Dynamic Effects Of Changes In Government Spending And Taxes On Output. **The Quarterly Journal of Economics**, volume 117, páginas 1329–1368, 2002. DOI: 10.1162/003355302320935043. Citado nas páginas 29, 31, 32.
- BOHN, Henning. The Sustainability of Fiscal Policy in the United States. **CESifo Working Paper**, número 1446, 2005. Citado nas páginas 142–144, 147, 153, 157, 161, 166–168.
- BORGES, Bruna Kasprzak; PORTUGAL, Marcelo Savino. Previsão macroeconômica em tempo real para o Brasil: uma aplicação do modelo VAR com coeficientes variando no tempo e volatilidade estocástica, 2018. Citado nas páginas 183, 190.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Déficit Público e Crescimento Econômico no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, volume 69, número 1, páginas 3–24, 2015. Citado na página 78.
- BROUWER, Gordon de; GILBERT, James. Monetary Policy Reaction Functions in Australia. **The Economic Record**, The Economic Society of Australia, volume 81, número 253, páginas 124–134, 2005. DOI: 10.1111/j.1475-4932.2005.00238.x. Citado na página 10.
- BROWNBIDGE, Martin; CANAGARAJAH, Sudharshan. Towards a more growth oriented fiscal policy. **Buddhadasa Hewavitharana Felicitation Volume I**, página 323, 2010. Citado nas páginas 147, 148, 155.
- BRUGNOLINI, Luca. About local projection impulse response function reliability. CEIS Working Paper, 2018. Citado na página 186.
- BRUNNERMEIER, Markus et al. Feedbacks: financial markets and economic activity. **American Economic Review**, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203, volume 111, número 6, páginas 1845–1879, 2021. Citado nas páginas 183, 186–189, 192, 196, 197.
- BRZOZA-BRZEZINA, Michal. **Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach**. [Sine loco], jan. 2003. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpma/0301008.html>>. Citado na página 6.
- CALDARA, Dario; HERBST, Edward. **Monetary Policy, Credit Spreads, and Business Cycle Fluctuations**. [Sine loco], 2015. Citado nas páginas 186, 191, 197.
- CALDEIRA, A. A. et al. Sustentabilidade da dívida estadual brasileira: uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. **Revista de Administração Pública**, volume 50, páginas 285–306, 2016. DOI: 10.1590/0034-7612151140. Citado nas páginas 153, 154.

- CALDERÓN, Carlos; SERVEN, Luis. **The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution**. [Sine loco], 2004. (Policy Research Working Paper Series, 3400). Citado na página 82.
- CARNEIRO, D. Economic Growth and Public Debt in Brazil. **Latin American Economic Review**, volume 20, número 2, páginas 101–130, 2011. Citado nas páginas 80, 86.
- CARNEIRO, Dionísio Dias; WU, Thomas Yen Hon. **Dominância Fiscal e Desgaste do Instrumento Monetário no Brasil**. [Sine loco], 2005. Citado nas páginas 171, 173, 174, 179–181, 184.
- CARVALHO, Carlos et al. Macroeconomic effects of credit deepening in Latin America. **Journal of Money, Credit and Banking**, Wiley Online Library, volume 55, número 7, páginas 1817–1855, 2023. Citado na página 191.
- CASTELO-BRANCO, Marco Antonio; LIMA, Elcyon C Rocha; PAULA, Luiz Fernando. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012: uma avaliação empírica. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, volume 43, 20p, 2015. Citado nas páginas 190, 192.
- CAVALCANTE, Pedro Luiz Costa; NOGUEIRA, Ronaldo Alves. Crise fiscal e reforma do Estado: Uma análise longitudinal das contas públicas federais. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Rio de Janeiro, 2020. Citado na página 140.
- CAVALCANTI, André Luiz Cordeiro. Ensaio sobre globalização, crescimento econômico e distribuição de renda, 2019. Citado na página 73.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. et al. Panorama Fiscal: evolução recente e perspectivas. **Conjuntura Econômica**, volume 8, número 61, 2023. Citado na página 142.
- CAVALCANTI, Marco AFH. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, volume 14, páginas 251–260, 2010. Citado na página 186.
- CHAN, Joshua CC. Specification tests for time-varying parameter models with stochastic volatility. **Econometric Reviews**, Taylor & Francis, volume 37, número 8, páginas 807–823, 2018. Citado na página 190.
- CHRISTIANO, Lawrence J; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? **Handbook of macroeconomics**, Elsevier, volume 1, páginas 65–148, 1999. Citado nas páginas 186, 187.
- CLARIA, Pedro. The effects of monetary policy rules on long-run growth. **Journal of Monetary Economics**, volume 42, número 1, páginas 205–229, 1998. Citado na página 9.
- CLOYNE, James. Mudanças fiscais discricionárias e a macroeconomia: novas evidências narrativas do Reino Unido. **Revisão Econômica Americana**, volume 103, número 4, páginas 1507–1528, 2013. Citado na página 29.
- DAIN, Sulamis. O financiamento público na perspectiva da política social. **Economia e sociedade**, volume 10, número 2, páginas 113–140, 2001. Citado na página 142.
- DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank. DSGE model-based forecasting. In: **HANDBOOK of economic forecasting**. [Sine loco]: Elsevier, 2013. volume 2. Páginas 57–140. Citado na página 182.
- DEMIRALP, Selva; HOOVER, Kevin D. Searching for the causal structure of a vector autoregression. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, Wiley Online Library, volume 65, páginas 745–767, 2003. Citado nas páginas 182, 186.

DIAZ, Maria Dolores M; ARAÚJO, Luiz Jurandir S. Aplicação de redes neurais à economia: demanda por moeda no Brasil. **Economia Aplicada**, volume 2, número 2, páginas 271–297, 1998. Citado na página 184.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dívida Líquida do Setor Público**. Rio de Janeiro: [sine nomine], 2024. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/4505-divida-liquida-do-setor-publico--pib---total---banco-central>>. Acesso em: 14 jul. 2024. Citado na página 155.

DORNBUSCH, R. **Fiscal Policy and Economic Growth**. [Sine loco], 1997. Citado na página 86.

EHRL, Philipp; PEREIRA, Greisson Almeida; ZANCHI, Vinicius Vizzotto. **Crédito e crescimento regional no Brasil: o BNDES versus bancos privados e públicos**. [Sine loco], 2020. Citado na página 186.

ENDERS, Walter. Applied econometric time series fourth edition. **New York (US): University of Alabama**, 2015. Citado na página 92.

ERCEG, Gernot. Does money matter in the long run? **Journal of Monetary Economics**, volume 45, número 3, páginas 529–552, 2000. Citado na página 9.

FERNANDES, João Souza. A Interação entre Regimes de Dominância Fiscal e Monetária no Brasil entre 2011 e 2016, 2017. Citado nas páginas 171, 180, 181, 184, 185.

FIALHO, Marcelo Ladeira. Interações entre as políticas monetária e fiscal no Brasil sob a ótica da teoria fiscal do nível de preços, 2004. Citado na página 197.

FIORAVANTE, Dea G.; PINHEIRO, Maurício M. S. B.; VIEIRA, Roberta S. Lei de responsabilidade fiscal e finanças públicas municipais: impactos sobre despesa com pessoal e endividamento. **Texto para discussão**, IPEA, Brasília, volume 1223, 2006. Citado na página 77.

FLORA, Mariana Silva; SANTOLIN, Roberto. Dominância fiscal e dominância monetária para o Brasil: uma análise empírica a partir de projeções locais no período de 1999 a 2022. **Nova Economia**, SciELO Brasil, volume 33, páginas 335–362, 2023. Citado nas páginas 171, 173–175, 180, 181, 185, 186, 197.

FMI. **Manual sobre Transparência Fiscal**. Brasília, 2007. Acesso em: maio/2024. Disponível em: <<https://www.imf.org/external/np/fad/trans/por/manualp.pdf>>. Citado na página 39.

FONTENELE, A. L. et al. Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. **Revista Ciências Administrativas**, volume 21, número 2, páginas 621–638, 2015. Citado na página 153.

FRAGA, Armando. A Política Econômica do Brasil e seus Desafios. **Revista de Economia Política**, volume 36, número 1, páginas 11–26, 2016. Citado na página 80.

FRANÇA, Adelmo M. Os modelos de crescimento e de desenvolvimento econômico e sua aplicabilidade nas economias regionais não desenvolvidas. **Revista Lumen et Virtus, São Paulo**, volume 3, número 6, páginas 81–122, 2012. Citado na página 73.

FREIRE, Débora et al. Renda básica emergencial: uma resposta suficiente para os impactos econômicos da pandemia da COVID-19 no Brasil. **Nota Técnica. NEMEA-Cedeplar**, 2020. Citado na página 154.

FRIEDMAN, Milton. 1953. Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability. **Essays in Positive Economics**, páginas 133–56, 1948. Citado nas páginas 171, 174, 184.

_____. The Quantity Theory of Money: A Restatement. In: **STUDIES IN THE QUANTITY THEORY OF MONEY**. Chicago: University of Chicago Press, 1956. Citado na página 110.

- GALÍ, Jordi. New perspectives on monetary policy, inflation, and the exchange rate. **Oxford University Press**, 2005. Citado nas páginas 9, 14.
- GARCIA, A. A. S.; WILBERT, M. D. **Dívida Bruta: Banco Central do Brasil versus Fundo Monetário Internacional**. [Sine loco: sine nomine], 2018. 4th UnB Conference on Accounting and Governance, Universidade de Brasília. Citado nas páginas 141, 160.
- GELMAN, A et al. **Bayesian Data Analysis: Book**. [Sine loco]: Academic Press, 2013. Citado na página 194.
- GENTIL, Denise Lobato. A política fiscal e a falsa crise da Seguridade Social brasileira—análise financeira do período 1990–2005. **Rio de Janeiro, RJ: UFRJ**, 2006. Citado na página 73.
- GERTLER, Mark; KARADI, Peter. Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. **American Economic Journal: Macroeconomics**, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203-2425, volume 7, número 1, páginas 44–76, 2015. Citado nas páginas 186, 191.
- GHOSSOUBE, E.A. Economic growth, inflation, and banking sector competition, 2023. Citado na página 109.
- GIAMBIAGI, Fabio. Crises e moratória da dívida externa: Uma análise. In: **ECONOMIA Brasileira Contemporânea**. [Sine loco: sine nomine], 1997. Citado na página 79.
- GILCHRIST, Simon; YANKOV, Vladimir; ZAKRAJŠEK, Egon. Credit market shocks and economic fluctuations: Evidence from corporate bond and stock markets. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, volume 56, número 4, páginas 471–493, 2009. Citado nas páginas 186, 197.
- GILCHRIST, Simon; ZAKRAJŠEK, Egon. Credit spreads and business cycle fluctuations. **American economic review**, American Economic Association, volume 102, número 4, páginas 1692–1720, 2012. Citado na página 186.
- GLEISSNER, Werner. Cost of Capital and Probability of Default in Value-Based Risk Management. **Management Research Review**, volume 42, número 11, páginas 1243–1258, 18 nov. 2019. Citado na página 4.
- GORDON, Robert J. **The Phillips Curve Now and Then**. [Sine loco], 1990. Citado na página 112.
- GRAMLICH, Edward M. Infrastructure Investment: A Review Essay. **Journal of Economic Literature**, volume 32, número 3, páginas 1176–1196, 1994. Citado nas páginas 82, 85.
- GREENE, William H. **Econometric analysis 4th edition. International edition, New Jersey: Prentice Hall**, 2000. Citado nas páginas 159, 160, 166.
- GUIMARÃES, André José Ribeiro; CONCEIÇÃO MOREIRA, Paulo Sergio da; BEZERRA, Cicero Aparecido. Modelos de inovação: Análise bibliométrica da produção científica. **Brazilian Journal of Information Science**, Universidade Estadual Paulista, número 15, página 6, 2021. Citado na página 175.
- HALDANE, Andrew G et al. Rethinking financial stability. **Peterson Institute for International Economics, October 12th, mimeo**, 2017. Citado na página 186.
- HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. Time Series Implications of Present Value Budget Balance and of Martingale Models of Consumption and Taxes. **J. Mol. Med.**, volume 78, páginas 74–80, 2000. DOI: 10.1007/s001090000086. Citado nas páginas 165, 168.
- HAMILTON, James D.; FLAVIN, Marjorie. **On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing**. volume 76. [Sine loco: sine nomine], 1986. Páginas 808–19. Citado nas páginas 143, 155.

- HANUSHEK, Eric A.; WOESSMANN, Ludger. Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation. **Journal of Economic Growth**, volume 17, número 4, páginas 267–321, 2012. Citado na página 83.
- HODRICK, Robert; PRESCOTT, Edward C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, volume 29, número 1, páginas 1–16, 1997. S2CID 154995815. DOI: 10.2307/2953682. Disponível em: <<https://www.kellogg.northwestern.edu/research/math/papers/451.pdf>>. Citado nas páginas 12, 20.
- HOERLLE, Carlos Stahlhoefer. **Dívida pública e endividamento corporativo: existe um efeito de crowding out no Brasil?** 2022. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo. Citado na página 75.
- HOLLAND, Marcio; MARÇAL, Emerson; PRINCE, Diogo de. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Elsevier, volume 75, páginas 40–52, 2020. Citado na página 141.
- HOLSTON, Kathryn; LAUBACH, Thomas; WILLIAMS, John C. Estimating the Natural Rate of Interest: A Comparison of Two Alternative Approaches. **Journal of International Economics**, volume 108, s59–s75, 2017. Citado nas páginas 11–13, 15, 20, 24.
- HOMMES, Cars; LUSTENHOUWER, Joep. Managing unanchored, heterogeneous expectations and liquidity traps. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, volume 101, páginas 1–16, 2019. Citado na página 81.
- IANONI, Marcus. Políticas públicas e Estado: o plano real. **Lua Nova: Revista de Cultura e Política**, SciELO Brasil, páginas 143–183, 2009. Citado na página 83.
- ILZETZKI, Ethan; MENDOZA, Enrique G.; VEGH, Carlos A. **How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?** Cambridge, MA, 2010. Citado na página 36.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: Notas Metodológicas**. [Sine loco: sine nomine]. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Acesso em: 05 jun. 2024. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Citado na página 107.
- İŞLER, Ozan. **The Price of Inequality: How Today’s Divided Society Endangers Our Future**. [Sine loco]: Taylor & Francis, 2015. Citado na página 80.
- JAWADI, F.; CHEFFOU, A.I.; BU, R. Revisiting the linkages between oil prices and macroeconomy for the euro area: Does energy inflation still matter?, 2023. Citado na página 108.
- JORDÀ, Òscar. Estimation and inference of impulse responses by local projections. **American economic review**, American Economic Association, volume 95, número 1, páginas 161–182, 2005. Citado nas páginas 182, 186.
- JR., Robert E. Lucas. Econometric Policy Evaluation: A Critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, volume 1, páginas 19–46, 1976. Citado na página 112.
- KALMAN, Rudolph Emil. A new approach to linear filtering and prediction problems, 1960. Citado na página 183.
- KILIAN, Lutz; KIM, Yun Jung. How reliable are local projection estimators of impulse responses? **Review of Economics and Statistics**, The MIT Press, volume 93, número 4, páginas 1460–1466, 2011. Citado na página 186.
- KREMERS, Jeroen JM. US federal indebtedness and the conduct of fiscal policy. **Journal of Monetary economics**, Elsevier, volume 23, número 2, páginas 219–238, 1989. Citado na página 156.

LANNE, Markku; LÜTKEPOHL, Helmut. Identifying monetary policy shocks via changes in volatility. **Journal of Money, Credit and Banking**, Wiley Online Library, volume 40, número 6, páginas 1131–1149, 2008. Citado na página 187.

LANNE, Markku; LÜTKEPOHL, Helmut; MACIEJOWSKA, Katarzyna. Structural vector autoregressions with Markov switching. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, volume 34, número 2, páginas 121–131, 2010. Citado nas páginas 187, 188.

LASKARIDIS, Christina. **Debt sustainability: towards a history of theory, policy and measurement**. 2021. Tese (Doutorado) – SOAS University of London. Citado na página 145.

LAUBACH, Thomas; WILLIAMS, John C. Measuring the Natural Rate of Interest. **The Review of Economics and Statistics**, volume 85, número 4, páginas 1063–1070, 2003. Citado nas páginas 4, 5, 10, 11, 13.

_____. Title of the Article. **Journal Name**, Volume Number, Issue Number, page numbers, 2015. DOI: DOI Number. Citado na página 6.

LEEPER, Eric M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, volume 27, número 1, páginas 129–147, 1991. Citado nas páginas 171–174, 184.

LEEPER, Eric M et al. What does monetary policy do? **Brookings papers on economic activity**, JSTOR, volume 1996, número 2, páginas 1–78, 1996. Citado nas páginas 186, 188.

LIMA, Luiz Antonio de Oliveira. Metas Inflacionárias: a análise convencional e um modelo alternativo. **Revista de Economia Política**, volume 28, número 2, páginas 187–296, 2008. Citado na página 9.

LIU, T. Y.; LEE, C. C. Testing explosive behavior of public debt in OECD countries. **The Journal of International Trade & Economic Development**, volume 27, número 7, páginas 761–791, 2018. Citado na página 74.

LOPES, Adriana. Transparência Fiscal e Eficiência dos Gastos Públicos: Desafios e Perspectivas. **Revista de Administração Pública**, volume 47, número 3, páginas 623–644, 2013. ISSN 0034-710X. DOI: 10.1590/0034-710X2013000300006. Citado na página 86.

LÓPEZ-SALIDO, David; STEIN, Jeremy C; ZAKRAJŠEK, Egon. Credit-market sentiment and the business cycle. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford University Press, volume 132, número 3, páginas 1373–1426, 2017. Citado na página 186.

LUCAS, Robert E. Methods and problems in business cycle theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, JSTOR, volume 12, número 4, páginas 696–715, 1980. Citado na página 182.

_____. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, volume 22, número 1, 1988. Citado nas páginas 37, 38.

LUPORINI, Viviane. Uma nota sobre inflação, déficits e a sustentabilidade da dívida governamental. **Economia e Sociedade**, volume 13, número 2, páginas 175–184, 2004. Citado na página 141.

LUZ, E. Silva; MAGALHÃES, D. C. G.; MEIRA, L. A. A Dívida Pública Brasileira: Trajetória e Sustentabilidade do Cenário Pós-Crise. **Revista de Direito Econômico e Socioambiental**, volume 10, número 2, páginas 261–296, 2019. Citado na página 75.

MAINDONALD, John H. **Introductory Time Series with R** by Paul SP Cowpertwait, Andrew V. Metcalfe. [Sine loco]: Wiley Online Library, 2010. Citado na página 158.

MARODIN, Fabrizio Almeida; PORTUGAL, Marcelo Savino. Exchange rate pass-through in Brazil: A Markov switching estimation for the inflation targeting period (2000–2015). **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, volume 473, 2018. Citado na página 192.

- MENDONÇA, Helder Ferreira de. Transparência, condução da política monetária e metas para inflação. **Nova economia**, SciELO Brasil, volume 16, páginas 175–198, 2006. Citado na página 173.
- MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. T. Um modelo econométrico para previsão de receita tributária no Brasil. **Economia Aplicada**, volume 17, número 2, páginas 295–329, 2013. Citado na página 32.
- MÉSONNIER, Jean-Baptiste; RENNE, Philippe. The natural rate of interest: A structural approach. **Journal of Monetary Economics**, volume 54, número 3, páginas 625–647, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.05.003>. Citado na página 10.
- MISHKIN, F. S. Inflation Targeting in Emerging-Market Countries. **American Economic Review**, volume 90, número 2, páginas 105–109, 2000. Citado na página 87.
- MODIANO, Eduardo. Crescimento Econômico e Sustentabilidade Fiscal: Desafios e Oportunidades. **Revista de Economia Política**, volume 30, número 3, páginas 410–423, 2010. Citado na página 84.
- MOREIRA, Marcos M. Infraestrutura e Crescimento Econômico no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, volume 71, número 1, páginas 47–71, 2017. Citado na página 82.
- MORETTIN, P. A. Econometria financeira. **São Paulo: Blucher**, 2011. Citado na página 160.
- MOUNTFORD, Andrew; UHLIG, Harald. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, volume 24, número 6, páginas 960–992, 2009. Citado na página 32.
- MUSCATELLI, V Anton; TIRELLI, Patrizio; TRECROCI, Carmine. Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural New-Keynesian model. **Journal of Macroeconomics**, Elsevier, volume 26, número 2, páginas 257–280, 2004. Citado nas páginas 174, 184.
- NATHANIEL, Oladunjoye Opeyemi; OLALEKAN, Yunusa Dauda. Analysis of debt sustainability in Nigeria: Present Value Budget Constraint (PVBC) approach. **American Journal of Business**, volume 6, número 2, páginas 29–35, 2018. Citado nas páginas 144, 145, 168.
- NETO, Marcelo R.; PORTUGAL, Marcelo. Estimativa da taxa natural de juros no Brasil: 1999 a 2005. **Revista Brasileira de Economia**, volume 63, número 1, páginas 131–152, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-33502009000100006>. Citado na página 10.
- NUNES, A. F. N.; PORTUGAL, Marcelo S. Active and passive fiscal and monetary policies: an analysis for Brazil after the inflation targeting regime. In: CITESEER. PROCEEDINGS of the 37th Brazilian economics meeting. [Sine loco: sine nomine], 2009. Citado nas páginas 171, 173, 174, 179–181, 184, 185.
- OKUN, Arthur M. Potential GNP: Its Measurement and Significance. In: PROCEEDINGS OF THE BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS SECTION OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION. [Sine loco: sine nomine], 1962. Citado na página 112.
- OMAR, José Henrique Duarte. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, volume 12, número 3, páginas 463–490, dez. 2008. Citado na página 4.
- ORAIR, Rodrigo; SOARES, Fabio Veras. Política fiscal e proteção social na resposta à covid-19: da resposta emergencial à recuperação econômica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2021. Citado nas páginas 141, 154, 155.
- ORAIR, Rodrigo Octávio. Política fiscal no Brasil contemporâneo: investimento público e ciclos econômicos. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2018. Citado na página 180.

- PEARSON, Karl. Mathematical Contributions to the Theory of Evolution. III. Regression, Heredity, and Panmixia. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series A, Containing Papers of a Mathematical or Physical Character**, volume 187, páginas 253–318, 1896. Citado na página 117.
- PEROTTI, Roberto. The Austerity Myth: Gain without Pain? In: ALESINA, Alberto; GIAVAZZI, Francesco (Editores). **Fiscal Policy After the Great Recession**. Chicago: University of Chicago Press e NBER, 2012. capítulo 8. Citado na página 36.
- PESARAN, H Hashem; SHIN, Yongcheol. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics letters**, Elsevier, volume 58, número 1, páginas 17–29, 1998. Citado na página 187.
- PHILLIPS, A.W. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. **Economica**, 1958. Citado na página 112.
- PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F.; GOSTKORZEWICZ, J. **O desempenho macroeconômico do Brasil nos anos 90**. [Sine loco: sine nomine], 1999.
<http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/11316>. Acesso em 28/04/2024. Citado na página 74.
- PINHEIRO, Armando Castelar; GIAMBIAGI, Fabio. Os antecedentes macroeconômicos e a estrutura institucional da privatização no Brasil. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2000. Citado na página 83.
- PIRES, M.; CARVALHO, L. Fiscal Policy and Public Debt Dynamics in Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, volume 29, número 3, páginas 341–364, 2009. Citado nas páginas 79, 85.
- PRITCHARD, Alan. Statistical Bibliography or Bibliometrics. **Journal of Documentation**, volume 25, páginas 348–349, 1969. Citado nas páginas 6, 113.
- REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Growth in a Time of Debt. **American Economic Review**, volume 100, número 2, páginas 573–578, 2010. Citado nas páginas 81, 87.
- REINHART, Carmen M.; ROGOFF, Kenneth S. Growth in a Time of Debt. **American Economic Review**, volume 100, número 2, páginas 573–578, 2010. Citado na página 78.
- RIGOLON, Francisco José Zagari; GIAMBIAGI, Fabio. A economia brasileira: panorama geral. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 1999. Citado na página 170.
- ROCHON, Jean-Claude. A critical analysis of orthodox monetary theory. **Journal of Post Keynesian Economics**, volume 38, número 2, páginas 232–251, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1080/01603770.2015.1056081>. Citado na página 9.
- ROMER, Christina; ROMER, David H. The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. **American Economic Review**, volume 100, número 3, páginas 763–801, 2010. Citado na página 36.
- SANTOS, D. R. Dos; CARVALHO SILVA, T. E. B. de; SANFINS, M. A. A Bibliometric Analysis of the Literature on Utility and Security Tokens. **American Scientific Research Journal for Engineering, Technology, and Sciences (ASRJETS)**, volume 81, número 1, páginas 1–22, 2021. Citado na página 6.
- SANTOS, Daiane Rodrigues; CARVALHO SILVA, Tuany Esthefany Barcellos de; SANFINS, Marco Aurélio. A Bibliometric Analysis of the Literature on Utility and Security Tokens. **American Scientific Research Journal for Engineering, Technology, and Sciences (ASRJETS)**, volume 81, número 1, páginas 1–22, 2021. Citado nas páginas 87, 148.
- SANTOS, Daiane Rodrigues dos; PINTO, Suelen Cabral et al. Coletânea de Macroeconomia Aplicada: Crescimento, Inflação e Dívida Pública, 2023. Citado na página 73.

- SARGENT, Thomas J; WALLACE, Neil et al. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal reserve bank of minneapolis quarterly review**, volume 5, número 3, páginas 1–17, 1981. Citado nas páginas 171, 172, 184, 185.
- SCHETTINI, Bernardo Patta; GOUVEA, Raphael Rocha; SACHSIDA, Adolfo. Inflação, desemprego e choques cambiais: estimativas VAR para a economia brasileira. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2012. Citado na página 92.
- SILVA, A. B.; SANTOS, C. D. Impactos da Crise da Dívida Externa na Economia Brasileira nos anos 1980. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, volume 58, número 1, páginas 99–120, 2020. Citado na página 73.
- SIMÕES, Jorge Eduardo Macêdo. A dívida pública brasileira: sustentabilidade, efeitos de longo prazo e limiar sobre o crescimento econômico, 2018. Citado na página 145.
- SIMONASSI, A. G.; FILHO, J. G. Gondim; ARRAES, R. D. A. Endividamento e investimentos dos governos subnacionais no Brasil: uma análise via funções de reação. **Nova Economia**, volume 31, páginas 783–807, 2022. Citado nas páginas 74, 75.
- SIMONASSI, A. G.; GONDIM, J. Endividamento, investimentos e desempenho fiscal dos governos subnacionais no Brasil: uma análise via funções de reação no período 2008-2016. **Série Estudos Econômicos CAEN**, volume 36, 2019. Citado na página 74.
- SIMS, Christopher A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review**, Federal Reserve Bank of Minneapolis, volume 10, Win, páginas 2–16, 1986. Citado na página 186.
- _____. Svar identification through heteroskedasticity with misspecified regimes. **Princeton University**, 2020. Citado na página 195.
- SIMS, Christopher A; UHLIG, Harald. Understanding unit rooters: A helicopter tour. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, páginas 1591–1599, 1991. Citado na página 195.
- SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, volume 48, páginas 1–48, 1980. Citado nas páginas 92, 117, 186.
- SIMS, Christopher A.; STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. **Econometrica**, volume 58, número 1, páginas 113–144, 1990. Citado nas páginas 54, 195.
- SIMS, Christopher A.; WAGGONER, Daniel F.; ZHA, Tao. Methods for Inference in Large Multiple-Equation Markov-Switching Models. **Journal of Econometrics**, Elsevier, volume 146, número 2, páginas 255–274, 2008. Citado na página 189.
- SOLOW, Robert M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, volume 70, número 1, páginas 65–94, 1956. Citado na página 110.
- SOUSA, Milena Nunes Alves de; OLIVEIRA ALMEIDA, Elzenir Pereira de; BEZERRA, André Luiz Dantas. Bibliometrics: what is it? What is it used for? And how to do it? **Cuadernos de Educación y Desarrollo**, volume 16, número 2, e3042–e3042, 2024. Citado na página 175.
- STOCK, James H; WATSON, Mark W. **Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession**. [Sine loco], 2012. Citado nas páginas 186, 187.
- SVENSSON, Lars E. O. Inflation targeting: Ultimate and proximate goals. **Journal of Monetary Economics**, volume 43, número 3, páginas 351–383, 1997. Citado na página 9.

- SVENSSON, Lars E. O.; WOODFORD, Michael. Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting. In: BERNANKE, Ben S.; WOODFORD, Michael (Editores). **The Inflation-Targeting Debate**. [Sine loco]: University of Chicago Press, 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c9556>>. Citado nas páginas 6, 11.
- SWANSON, Norman R; GRANGER, Clive WJ. Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions. **Journal of the American Statistical Association**, Taylor & Francis, volume 92, número 437, páginas 357–367, 1997. Citado na página 187.
- TANNER, Evan; RAMOS, Alberto M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: Evidence from Brazil, 1991–2000. **Applied Economics**, Taylor & Francis, volume 35, número 7, páginas 859–873, 2003. Citado nas páginas 171, 174, 177, 178, 180, 181, 184, 185.
- TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, North-Holland, volume 39, páginas 195–214, 1993. DOI: 10.1016/0167-2231(93)90009-L. Citado na página 11.
- THOMAZ, Petronio Generoso; ASSAD, Renato Samy; MOREIRA, Luiz Felipe P. Uso do fator de impacto e do índice H para avaliar pesquisadores e publicações. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, SciELO Brasil, volume 96, páginas 90–93, 2011. Citado na página 175.
- THOMÉ, A. M. T.; SCAVARDA, L. F.; SCAVARDA, A. J. Conducting systematic literature review in operations management. **Production Planning & Control**, volume 27, número 5, páginas 408–420, 2016. Citado na página 113.
- TODA, Hiro Y.; YAMAMOTO, Taku. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, volume 66, número 1-2, páginas 225–250, 1995. Citado na página 118.
- TOURINHO, O. A. F.; MERCÊS, G. M. R.; COSTA, J. G. Dívida Pública no Brasil: Sustentabilidade e suas Implicações. **Economia**, volume 14, número 3-4, páginas 233–250, 2013. Citado nas páginas 74, 103.
- UHLIG, Harald. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, volume 52, número 2, páginas 381–419, 2005. Citado na página 186.
- UPADHYAYA, Kamal P.; NAG, Raja; MIXON, Franklin G. Causal relationships between oil prices and key macroeconomic variables in India, 2023. Citado na página 109.
- WALTMAN, Ludo. A review of the literature on citation impact indicators. **Journal of Informetrics**, Elsevier, volume 10, número 2, páginas 365–391, 2016. Citado na página 148.
- WILCOX, D. W. The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint. **Journal of Money, Credit and Banking**, volume 21, número 3, páginas 291–306, 1989. Citado nas páginas 142, 143, 153, 165, 168.
- WILLEMS, Tim; ZETTELMEYER, Jeromin. Sovereign debt sustainability and central bank credibility. **Annual Review of Financial Economics**, Annual Reviews, volume 14, páginas 75–93, 2022. Citado nas páginas 145, 155, 156, 167.
- WOLD, Herman. **A study in the analysis of stationary time series**. 1938. Tese (Doutorado) – Almqvist & Wiksell. Citado na página 92.
- WOODFORD, Michael. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. In: ELSEVIER. **CARNEGIE-ROCHESTER conference series on public policy**. [Sine loco: sine nomine], 1995. volume 43, páginas 1–46. Citado nas páginas 171, 174, 184.

WOODFORD, Michael. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. **Review of Economic Dynamics**, volume 1, número 1, páginas 173–219, 1998. Citado nas páginas 5, 8, 9.

_____. The macroeconomics of monetary policy. **Economic Journal**, volume 121, número 552, páginas 1516–1539, 2011. Citado na página 9.

WOODFORD, Michael; WALSH, Carl E. Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge University Press, volume 9, número 3, páginas 462–468, 2005. Citado nas páginas 181, 184.

ZARANGA, Marley Henrique Cruz. Investimento produtivo no Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento, 2013. Citado na página 76.

ZOLI, Edda. How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries? BIS working paper, 2005. Citado nas páginas 171, 185.