

Coletânea de Macroeconomia Aplicada:

Investimentos, Política Monetária, Taxa de Câmbio, Inflação e Crescimento Econômico

**Daiane Rodrigues dos Santos
Gabriel de Almeida Arruda
Andre Luis Brown de Carvalho
Maria Laura Victória Marques
Thais Bastos de Souza**



Daiane Rodrigues dos Santos
Gabriel de Almeida Arruda
Andre Luis Brown de Carvalho
Maria Laura Victória Marques
Thais Bastos de Souza

Coletânea de Macroeconomia Aplicada: Investimentos, Política Monetária, Taxa de Câmbio, Inflação
e Crescimento Econômico

1ª ed.

Piracanjuba-GO
Editora Conhecimento Livre
Piracanjuba-GO

1ª ed.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Santos, Daiane Rodrigues dos
S237C Coletânea de Macroeconomia Aplicada: Investimentos, Política Monetária, Taxa de
Câmbio, Inflação e Crescimento Econômico
/ Daiane Rodrigues dos Santos. Gabriel de Almeida Arruda. Andre Luis Brown de Carvalho. Maria
Laura Victória Marques. Thais Bastos de Souza. – Piracanjuba-GO

Editora Conhecimento Livre, 2023

128 f.: il

DOI: 10.37423/2023.edcl810

ISBN: 978-65-5367-382-3

Modo de acesso: World Wide Web

Incluir Bibliografia

1. investimentos 2. crescimento-econômico 3. inflação I. Santos, Daiane Rodrigues dos II. Arruda,
Gabriel de Almeida III. Carvalho, Andre Luis Brown de IV. Marques, Maria Laura Victória V.
Souza, Thais Bastos de VI. Título

CDU: 330

<https://doi.org/10.37423/2023.edcl810>

**O conteúdo dos artigos e sua correção ortográfica são de responsabilidade exclusiva dos seus
respectivos autores.**

EDITORIA CONHECIMENTO LIVRE

Corpo Editorial

MSc Edson Ribeiro de Britto de Almeida Junior

MSc Humberto Costa

MSc Thays Merçon

MSc Adalberto Zorzo

MSc Taiane Aparecida Ribeiro Nepomoceno

PHD Willian Douglas Guilherme

MSc Andrea Carla Agnes e Silva Pinto

MSc Walmir Fernandes Pereira

MSc Edisio Alves de Aguiar Junior

MSc Rodrigo Sanchotene Silva

MSc Wesley Pacheco Calixto

MSc Adriano Pereira da Silva

MSc Frederico Celestino Barbosa

MSc Guilherme Fernando Ribeiro

MSc. Plínio Ferreira Pires

MSc Fabricio Vieira Cavalcante

PHD Marcus Fernando da Silva Praxedes

MSc Simone Buchignani Maigret

Dr. Adilson Tadeu Basquerote

Dra. Thays Zigante Furlan

MSc Camila Concato

PHD Miguel Adriano Inácio

MSc Anelisa Mota Gregoleti

PHD Jesus Rodrigues Lemos

MSc Gabriela Cristina Borborema Bozzo

MSc Karine Moreira Gomes Sales

Dr. Saulo Cerqueira de Aguiar Soares

MSc Pedro Panhoca da Silva

MSc Helton Rangel Coutinho Junior

MSc Carlos Augusto Zilli

MSc Euvaldo de Sousa Costa Junior

Dra. Suely Lopes de Azevedo

MSc Francisco Odecio Sales

MSc Ezequiel Martins Ferreira

MSc Eliane Avelina de Azevedo Sampaio



10.37423/2023.edcl810



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



André Luis Brown de Carvalho é Economista graduado pela Unesa, mestre em economia pela Universidade Federal Fluminense - UFF. Possui MBA em Finanças pelo IBMEC, Especialização em Direito Econômico e Regulatório pela PUC-Rio, bacharelado em ciências estatísticas pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas - ENCE e Doutorado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ. Economista de carreira da Companhia Estadual de Águas e Esgotos do Estado do Rio de Janeiro - CEDAE. Atua ainda como professor em cursos de graduação e pós-graduação desde 2010 lecionando disciplinas nas áreas de economia, finanças, estatística e matemática.

Ângelo Santos Alves possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal da Bahia (2009) e mestrado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (2012). Após a conclusão do mestrado, passou numa seleção para trabalhar no DIEESE na regional de Salvador-Ba, na qual atuou como economista/assessor técnico II prestando assessoria técnica ao projeto SUPROF durante 6 meses. Desde 2017 é servidor público federal, atuando como pesquisador em propriedade industrial em contratos de tecnologia, no Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI) com sede no rio de janeiro. Atualmente, além de estar trabalhando no INPI é doutorando na PPGCE-UERJ.

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 de Comércio internacional na mesma instituição.

Gabriel de Almeida Arruda atualmente é mestrando em Ciências Econômicas na UERJ com ênfase Macroeconomia e Finanças. Se dedica a modelagem estatística no software R de variáveis Macroeconômicas e Fundos de Investimento. Possui graduação em Ciência Econômica pela Faculdade Presbiteriana Mackenzie Rio (2019). Atuou na Companhia de Navegação Norsul na área de Controladoria por dois anos (2018 e 2019).

Maria Laura victória Marques é Doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE/UERJ). Mestra em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM/UFPEL). Bacharela em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). Atuou no Núcleo Interdisciplinar de Estudos e Extensão em Tecnologias Sociais e Economia Solidária (TECSOL/UFPEL) no período de 2016 a 2019. Atualmente, dedica-se ao Centro de Microeconometria e Análise de Dados (CeMAD/UFPEL) pesquisando economia solidária, economia do meio ambiente e recursos naturais, economia da energia e metodologias estatísticas de meta-análise.

Thais Bastos de Souza é mestranda em Ciências Econômicas na UERJ. Graduiu-se em economia pela UFF - Universidade Federal Fluminense.

Sumário

1	Fundos de Investimentos e Macroeconomia	9
1.1	Introdução	10
1.2	Referencial Teórico	13
1.2.1	Bibliometria	15
1.3	Metodologia	18
1.4	Resultado	19
1.5	Conclusão	22
2	Inflação e Crescimento Econômico	25
2.1	Introdução	26
2.2	Referencial Teórico	27
2.2.1	Economia Brasileira	31
2.2.2	O Impacto da pandemia da COVID-19 nas mudanças de preços na economia Brasileira	32
2.2.3	Bibliometria	33
2.3	Cointegração	39
2.3.1	Toda Yamamoto	39
2.4	Metodologia	40
2.5	Dados	41
2.5.1	Análise de Tendência e Transformação Logarítmica em Séries Temporais	43
2.6	Resultados dos testes estatísticos	46
2.6.1	Testes estatísticos	46
2.6.2	Vetor Autoregressivo	47
2.6.3	Causalidade de Granger entre IPCA e PIB utilizando o teste de Wald	49
2.6.4	Causalidade de Granger entre IPCA e PIB utilizando o teste de Toda Yamamoto	49

2.7	Conclusão	50
3	Política Monetária e Taxa de Câmbio	51
3.1	Introdução	52
3.2	Metodologia	53
3.3	Bibliometria	53
3.3.1	Lei de Bradford	56
3.3.2	Lei de Lotka	59
3.3.3	Lei de Zipf	60
3.4	Revisão da Bibliografia	62
3.4.1	A Política Monetária e Seus Efeitos Sobre a Taxa de Câmbio	63
3.4.2	O Modelo de Kohlscheen (2011)	64
3.4.3	O Modelo Proposto	65
3.5	Resultados, Conclusões e Recomendações	67
3.5.1	Resultados	68
3.5.2	Conclusões	72
3.5.3	Recomendações	74
4	Produção de Energia Renovável	75
4.1	Introdução	76
4.2	Macroeconomia da Transição Energética	77
4.3	Modelo e método	79
4.4	Dados	80
4.5	Resultados empíricos e discussões	81
4.5.1	Estimativas ARDL	83
4.5.2	Estimativas NARDL	84
4.6	Considerações finais	86
5	Inflação, Crescimento Econômico dos BRICS	89
5.1	Introdução	90
5.2	BRICS	91
5.2.1	Bibliometria	95
5.3	Referencial teórico	97
5.3.1	Brasil	99
5.3.2	Rússia	100
5.3.3	Índia	101
5.3.4	China	101
5.3.5	África do Sul	102
5.4	Metodologia	103
5.4.1	Modelo	103
5.4.2	Resultados	104
5.5	Conclusão	110

Bibliografia	113
Livros	113
Artigos, trabalhos apresentados, teses e dissertações	114
Index	125

< CME \$52.90 (+\$1.80)

Search

Add Data

Price

Volume

1. Fundos de Investimentos e Macroeconomia



Impacto das variáveis macroeconômicas nos fundos de investimentos

Gabriel de Almeida Arruda
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Os fundos de investimentos desempenham um papel substancial no sistema financeiro e no sistema econômico global, pois canaliza recursos para diversos setores da economia, rentabiliza os detentores dos recursos financeiro e contribui para a diversificação dos riscos com alocação heterogênea. Nesse contexto, a compreensão e análise aprofundada das variáveis macroeconômicas que afetam esses fundos são de suma importância para a tomada de decisões estratégicas de investimentos. Este estudo investiga os determinantes do retorno dos fundos multimercados brasileiros, analisando a relação entre o valor líquido dos ativos dos fundos e variáveis macroeconômicas, como o índice do mercado de ações, o índice geral de títulos, o swap de inadimplência de crédito de 5 anos (CDS-5y), a *proxy* mensal do PIB brasileiro (IBC-Br) e o Câmbio. O estudo utiliza o modelo ARDL com o teste de limite para testar a cointegração e o teste TY para analisar a direção da relação entre as variáveis. Os resultados mostram que o índice geral de títulos é a variável que mais explica o valor líquido dos ativos dos fundos selecionados, enquanto o CDS-5y e o índice do mercado de ações e a taxa de câmbio também têm um impacto significativo em alguns fundos. O estudo destaca a importância das informações macroeconômicas no processo de tomada de decisão dos gestores de carteira e fornece *insights* para investidores que buscam diversificar suas carteiras.

1.1 Introdução

A década de 60 foi um período significativo na teoria de finanças, pois marcou o início dos estudos que buscavam modelar teoricamente o retorno esperado dos ativos. Foram desenvolvidos os modelos que formaram a base do *Capital asset pricing models* - CAPM (TREYNOR, 1961; SHARPE, 1964; LINTNER, 1965)[87, 125, 135], que se tornou uma das principais contribuições. O CAPM consolidou a hipótese de que o retorno esperado de um ativo deve ser compensado pelo seu risco não diversificável, medida pelo beta em relação ao mercado. Embora tenha sido alvo de críticas, a relevância do CAPM é tamanha que, ainda nos dias atuais, é utilizado para calcular o custo de capital das empresas e mensurar a performance de gestores de fundos de investimentos. O modelo tornou-se uma referência na teoria financeira, e suas contribuições foram fundamentais para a consolidação de outras linhas de pesquisa, como a teoria das finanças comportamentais e a teoria dos mercados de capitais incompletos.

O CAPM foi desenvolvido a partir da teoria da carteira de Markowitz (1952)[95]. Esta teoria pressupõe que o investidor é avesso ao risco e seleciona sua carteira com base no risco e retorno, utilizando como medida estatística a média e a variância. Essa metodologia ficou conhecida como carteira de "média-variância", na qual cada investidor seleciona a carteira que oferece o melhor

retorno dado uma variância mínima. Ainda que mantenha uma considerável relevância nos cursos de finanças, constata-se que o modelo de precificação de ativos financeiros (CAPM) é alvo de críticas substanciais, conforme sustentado por French (2004)[57]. Tais críticas decorrem do fato de que o modelo não se sustenta mediante evidências empíricas, bem como de hipóteses irreais, como aquela que pressupõe que os investidores se preocupam exclusivamente com o retorno médio e a variância em um único período de sua carteira, o que é extremamente limitado. Empiricamente, o CAPM não se mostrou capaz de explicar os retornos médios dos ativos, conforme constatado por French (1992)[59]. Além disso, a suposição de que apenas o beta do mercado constitui um bom fator de risco a ser considerado é falha, o que pode ser demonstrado mediante a proposta de Merton (1973)[97] de uma extensão do CAPM, conhecida como *intertemporal capital asset pricing*, que demonstrou que um portfólio "ótimo" depende de várias variáveis distintas.

Embora o CAPM seja um modelo amplamente utilizado na teoria financeira, ele não é capaz de englobar todos os riscos aos quais um ativo pode estar sujeito. Com efeito, a hipótese central do CAPM é de que o risco é medido apenas pelo beta em relação ao mercado, deixando de lado outros fatores que podem afetar o retorno de um ativo. Dessa forma, Ross (1976)[121] desenvolveu o *Arbitrage pricing theory* (APT), que sugere que um ativo pode ter múltiplos fatores de risco que afetam seu preço de mercado. Esses fatores podem ser associados a variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, inflação, mudanças no ambiente regulatório, entre outros. O APT pressupõe que, em um mercado eficiente, o preço de um ativo deve refletir seu valor intrínseco, ajustado pelos fatores de risco relevantes. Em outras palavras, o retorno de um ativo seria uma função linear dos seus fatores de risco, e os investidores seriam capazes de identificar e precificar esses fatores no mercado.

Diante desse contexto teórico, é possível verificar na prática o desempenho dos fundos de investimentos no Brasil. Segundo a AMBIMA¹, os fundos de investimento encerraram 2022 com alta de 7,1% no patrimônio líquido, passando de R\$ 6,9 trilhões, em 2021, para R\$ 7,4 trilhões. Dentre os fundos com maiores representatividades no patrimônio líquido da indústria, os multimercados do tipo macro (realizam operações em diversas classes de ativos e têm estratégias de médio e longo prazos) registraram a melhor rentabilidade média de 2022, com 17%. Quase todos os fundos da classe de multimercados tiveram retornos positivos: outros destaques são os tipos livre (aqueles sem compromisso de concentração em nenhuma estratégia específica) e *long and short* neutro (fazem operações de ativos e derivativos ligados ao mercado de renda variável, montando posições compradas e vendidas, com o objetivo de manter a exposição financeira líquida limitada a 5%), com retornos de 9,4% e 29,6%, respectivamente.

Ainda de acordo com a AMBIMA, na renda fixa, a maioria dos fundos também teve rentabilidade positiva no acumulado do ano. Nos fundos de ações, os destaques são de queda na rentabilidade: os do tipo investimento no exterior (podem aplicar mais de 40% em ativos internacionais) encerraram o ano com recuo de 13,9%, seguidos pelo valor/crescimento (buscam retorno por meio da seleção de empresas cujo valor das ações negociadas esteja abaixo do "preço justo"), com baixa de 10,8%, *small caps* (compostos por pelo menos 85% de ações de empresas que não estão incluídas entre as 25 maiores participações do IBr-X), com queda de 9,1%, e pelos livres (podem adotar diversos tipos de estratégias), com baixa de 7%.

Algumas variáveis econômicas podem influenciar diretamente fundos de investimentos. Inúmeros estudos foram publicados ao longo das últimas décadas versando sobre essa relação. Elton et al. (1995)[54] publicaram o artigo *Fundamental economic variables, expected returns, and bond fund performance*, no artigo em questão procurou estabelecer o efeito de variáveis macroeconômicas sobre o desempenho financeiro de fundos mútuos selecionados na Índia. Teker et al. (2009)[132], examinaram os indicadores macroeconômicos que influenciam os preços dos fundos mútuos. Khoo

¹https://www.anbima.com.br/pt_br/noticias/fundos-de-investimento-encerram-2022-com-avanco-no-patrimonio-liquido-e-captacao-negativa.htm

et al. (2020)[82] encontraram relação significativa entre taxa de câmbio, taxa de inflação, produto interno bruto e oferta monetária com desempenho seletivo de fundos mútuos e taxa de juros é a única variável independente com relação insignificante com desempenho seletivo de fundos mútuos na Malásia.

No campo da economia e das finanças, muito estudo e análise tem sido realizado sobre como as variáveis macroeconômicas afetam os fundos de investimentos. Para a tomada de decisões estratégicas, gestão de riscos e busca de retornos sólidos, é fundamental entender como essas variáveis afetam o desempenho e a rentabilidade dos fundos de investimentos. Ao direcionar investimentos para vários setores da economia e promover o crescimento econômico, os fundos de investimentos desempenham um papel importante na distribuição de recursos financeiros. Em tal situação, é fundamental ter uma compreensão das variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, inflação, taxas de câmbio, crescimento do PIB e políticas governamentais, para analisar e antecipar os efeitos desses elementos nos fundos de investimentos.

Ha uma relação entre o rendimento dos fundos e a evolução de variáveis macroeconômicas. Sendo seu desempenho influenciado por variáveis como taxas de juros, inflação e PIB. As taxas de juros, por exemplo, tem uma forte influencia sobre os retornos dos fundos no curto prazo e no longo prazo (PANIGRAHI et al., 2020; KARIUKI, 2014; CHU, 2011; GYIMAH et al., 2021)[46, 69, 80, 108]. Lobão e Levi (2016)[88] usam o caso de Portugal para mostram os fundos de investimentos carregam informação sobre o crescimento industrial.

Estudar a rentabilidade dos fundos de investimentos e a relação com variáveis macroeconômicas pode gerar benefícios e minimização de risco para os investidores e potenciais investidores. A avaliação e previsão de rentabilidade permite que os investidores possam tomar decisões mais informadas e estratégicas em relação aos seus investimentos. Com base na previsão de rentabilidade, os investidores podem decidir quais fundos investir ou resgatar os investimentos, de acordo com seus objetivos financeiros e perfil de risco. Além disso, o estudo e previsão da rentabilidade dos fundos pode ajudar os gestores de fundos de investimentos a ajustar suas estratégias de investimento de acordo com as condições do mercado e da economia em geral, de forma a maximizar os retornos dos seus fundos.

Utilizar variáveis macroeconômicas para ajudar a entender e prever a rentabilidade dos fundos de investimento pode trazer vantagens para os agentes econômicos envolvidos nas negociações. As variáveis macroeconômicas podem influenciar significativamente o desempenho dos mercados financeiros em geral e, conseqüentemente, dos fundos de investimentos. Asad e Siddiqui (2019)[21] analisaram os determinantes do desempenho dos fundos mútuos no Paquistão de 2010 a 2017, usando dados trimestrais. Os autores utilizam variáveis macroeconômicas e de mercado para explicar a variação do desempenho dos fundos mútuos, dentre as variáveis utilizadas pelos autores estão: o índice de preços ao consumidor (CPI), a taxa de juros interbancária (KIBOR), o índice de preços de ações (KSE-100) e o câmbio PKR/USD.

Patel (2012)[109] analisou a relação entre as variáveis macroeconômicas e o desempenho do mercado de ações indiano. O estudo em questão foi em dados trimestrais de 2003 a 2011, e utilizou uma abordagem econométrica para analisar as influências de diferentes variáveis macroeconômicas, como a taxa de juros, o câmbio, o índice de preços ao consumidor e o índice de preços por atacado, sobre o desempenho do mercado de ações. A análise dos resultados mostrou que o desempenho do mercado de ações indiano é significativamente afetado por variáveis macroeconômicas, com a taxa de juros e o câmbio tendo um impacto negativo no mercado, enquanto os índices de preços não têm uma relação significativa com o desempenho do mercado de ações.

Portanto, compreender e monitorar as variáveis macroeconômicas e seus efeitos nos fundos de investimentos pode ser de extrema valia para auxiliar na tomada de decisões sobre a alocação de recursos, a fim de garantir uma gestão eficaz desses veículos de investimento. Os investidores, mediante conhecimento prévio de variáveis macroeconômicas podem antecipar tendências, encon-

trar oportunidades de investimento, reduzir riscos e maximizar os retornos usando uma análise criteriosa.

Após essas considerações, é evidente o quanto é importante entender como as variáveis macroeconômicas afetam os fundos de investimentos. Este estudo tem como objetivo a investigação de se e como os fundos de investimentos se relacionam com algumas das variáveis mais importantes da economia, oferecendo uma base adicional para a tomada de decisões assertivas, para a gestão adequada de riscos e para a busca de retornos no longo prazo.

Apesar da relação entre as variáveis econômicas e os fundos de investimento ser um tema amplamente estudado, há uma lacuna na literatura aplicada ao contexto brasileiro. O presente trabalho tem como objetivo preencher essa lacuna e aprofundar a compreensão sobre a relação entre as variáveis econômicas e o retorno do valor patrimonial líquido dos fundos de investimento. A estrutura deste estudo está dividida em cinco seções: introdução, revisão de literatura, metodologia (onde serão apresentados o modelo utilizado e os dados), análise dos resultados e conclusão. O intuito é fornecer uma análise rigorosa e sistemática, capaz de contribuir para a construção de um arcabouço teórico mais robusto e coerente com o contexto brasileiro.

1.2 Referencial Teórico

Um fundo de investimento é um veículo de investimento coletivo, no qual um gestor profissional seleciona e gerencia uma carteira de ativos em nome dos investidores que compram a cota do fundo. De acordo com Haddock et al. (2017)[8], os fundos de investimentos podem oferecer aos investidores a oportunidade de obter exposição a uma ampla gama de ativos com gestão profissional mais assertiva e qualificada.

Existem vários tipos de fundos de investimento disponíveis no mercado, cada um com características e objetivos distintos. Os fundos de renda fixa, por exemplo, investem em títulos de dívida, como títulos públicos e privados, com o objetivo de gerar renda para os investidores (JIANG; ZHOU, 2020)[77]. Por esse motivo são considerados investimentos de baixo risco e são indicados para investidores mais conservadores. Os Fundos de ações são outro exemplo, esses fundos investem em ações de empresas listadas em bolsa e são considerados investimentos de maior risco, mas com potencial de retorno mais elevado (CHEN et al., 2021)[42].

Os Fundos multimercado, por exemplo, investem em diversas classes de ativos, como renda fixa, ações, câmbio e *commodities*, com o objetivo de diversificar a carteira de investimentos (SHARPE, 1966; QAMAR; SINGH, 2016)[115, 126]. Os fundos imobiliários investem em imóveis comerciais, como shoppings, escritórios e galpões logísticos, com o objetivo adicional, além da valorização da cota, de gerar renda por meio do aluguel desses imóveis. Outros Fundos são os cambiais, esses fundos investem em moedas estrangeiras, como dólar e euro, com o objetivo, por exemplo, de proteger o investidor contra a variação cambial ou aproveitar oportunidades de valorização dessas moedas (MALINDA; CHEN, 2022)[92].

A avaliação do impacto das variáveis econômicas nos ativos financeiros vem sendo documentado na literatura há bastante tempo. Chen et al. (1986)[43] inicia essa área de estudo mostrando o impacto significativo de variáveis com o índice de produção industrial, usada como *proxy* do PIB, o taxa do título da dívida, entre outras. Embora Fama (1991)[58] argumente que a relação entre os retornos e fatores macroeconômicos sejam espúrias e necessite de uma checagem mais robusta, o avanço da literatura internacional vem mostrando o retorno dos ativos carrega informação das variáveis macroeconômicas.

Há uma extensa literatura que estabelece uma relação entre variáveis macroeconômicas e os ativos de risco. O pioneiro nessa abordagem foi o trabalho de Ferson e Schadt (1996)[61], que utilizaram tais variáveis com defasagem a fim de buscar uma melhor explicação e previsão dos retornos dos fundos. Os resultados obtidos demonstraram que as variáveis macroeconômicas constituem um método eficaz para explicar e prever o retorno desses fundos. Trabalhos mais

recentes como Banegas et al. (2013)[24] mostra que variáveis macroeconômicas podem ser úteis na identificação do desempenho entre os fundos mútuos de ações europeus que apresentam maior desempenho, como o rendimento de dividendos, a taxa livre de risco de curto prazo, crescimento da produção industrial e inflação.

Dash et al. (2008)[47] utilizam em seu trabalho o teste de causalidade de Granger para poder entender a causalidade entre os retornos diários do patrimônio líquido dos fundos (NAV) e a volatilidade dos fundos e diferentes variáveis macroeconômicas, o estudo mostra uma forte influência do preço do barril do petróleo e a inflação com 35,29% e 25,53% respectivamente e que cerca de apenas cerca de 35% dos retornos não foram sensíveis a nenhuma variável macroeconômica utilizada no modelo.

Chu (2011)[46] mostrou o caso dos *Mandatory Provident Funds* (fundos de pensão compulsório) chineses. Em seu trabalho, primeiro foi feito um teste de cointegração para averiguar se o valor patrimonial líquido (VPL) dos fundos e o índice de mercado apresentam cointegração com as variáveis macroeconômicas usadas; inflação, oferta de moeda (M2) e Juros. O teste apenas apresentou cointegração com a inflação dos 12 entre os 27 fundos. Foi utilizado o teste de causalidade de Granger com modelos *vector autoregressive* (VAR) e *error correction model* para as séries cointegradas e não cointegradas respectivamente, foi mostrado que a inflação, oferta de moeda e o índice de mercado apresentam relação causal com o VPL dos fundos, diferente da taxa de juros que não apresenta relação causal.

Trabalhos mais recentes, como o realizado por Gyimah et al. (2021)[69], utilizam o caso de Gana para aplicar um modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) como técnica de cointegração a fim de avaliar a relação entre as variáveis dependentes e independentes no curto e longo prazo. Os autores evidenciam que, no curto prazo, somente as variáveis de *treasury bill* e *policy rate* apresentam forte impacto negativo e positivo, respectivamente, na performance dos fundos. No longo prazo, todas as variáveis tiveram impacto significativo na performance dos fundos, sendo constatado forte impacto positivo das taxas de juros, inflação e PIB. O estudo estabelece impactos heterogêneos negativos e positivos significativos da T-Bill e da taxa de política monetária no desempenho financeiro do fundo mútuo.

No estudo de Qureshi et al. (2020)[116], foram empregados dados financeiros relevantes, como CDS (Credit Default Swap), relação de Tesouro-Bill e taxa de câmbio, para analisar a relação entre os fluxos de fundos dos países do BRICS e os fatores dos ciclos de negócios reais. A metodologia utilizada baseou-se na teoria wavelet, a fim de compreender de forma mais aprofundada essa relação. Além disso, técnicas como análise de coerência wavelet e análise de coerência Granger wavelet foram adotadas para avaliar a interatividade conjunta das variáveis e identificar a força e a direção da causalidade. No caso específico do Brasil, foi constatada uma relação de defasagem entre os fluxos de fundos e as seguintes variáveis econômicas: CDS, Tesouro-Bill e taxa de câmbio.

De maneira similar, o trabalho de Kruk e Pimentel (2022)[85] também apresenta uma abordagem aplicada ao caso brasileiro, onde se constatou que a inclusão de variáveis macroeconômicas, tais como câmbio e juros, para avaliar a performance dos fundos, pode melhorar a qualidade da previsão e o ajuste dos retornos. Esse estudo ainda destaca a relevância das informações econômicas no processo decisório dos gestores de carteiras.

Pal e Mittal (2011)[107] em seu artigo examinaram a relação de longo prazo entre os mercados de capitais indianos e as principais variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, taxa de inflação, taxas de câmbio e poupança interna bruta (GDS) da economia indiana. Os autores utilizaram dados de séries temporais trimestrais abrangendo o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2008. O teste de raiz unitária, o teste de cointegração e o mecanismo de correção de erros (ECM) foram aplicados para derivar a dinâmica estatística de longo e curto prazo. Os resultados do estudo mostram que há uma relação de longo prazo entre os índices de ações indianos e as variáveis macroeconômicas. O ECM mostra que a taxa de inflação tem um grande impacto no BSE Sensex e

no S&P CNX Nifty. Por outro lado, as taxas de juros afetam apenas o S&P CNX Nifty. No entanto, apenas o BSE Sensex tem uma influência significativa na taxa de câmbio. A relação entre o GDS e o BSE Sensex é considerada insignificante. O trabalho conclui principalmente que as variáveis macroeconômicas afetam os índices do mercado de capitais, embora essas variáveis possam não ser estatisticamente significativas em todos os casos.

Khoo et al. (2020)[82] investigaram os elementos que impactam o desempenho dos fundos mútuos na Malásia e forneceram aos interessados uma melhor compreensão desses elementos. Para isso, os dez fundos mútuos abertos na Malásia que apresentaram desempenho ruim de 2009 a 2018 são examinados. De acordo com os autores, os fundos mútuos desempenham um papel significativo na economia da Malásia. Portanto, se os fundos mútuos em que eles investiram não funcionarem corretamente, os investidores correm o risco de perder seu dinheiro. Isso está fortemente relacionado a fatores macroeconômicos. O artigo examinou como as taxas de juros, taxas de câmbio, taxas de inflação, produto interno bruto, oferta monetária e desempenho de fundos mútuos seletivos na Malásia se relacionaram uns com os outros. Os autores examinaram como as taxas de juros, taxas de câmbio, taxas de inflação, produto interno bruto, oferta monetária e desempenho de fundos mútuos seletivos na Malásia se relacionam uns com os outros. A pesquisa utilizou regressão em painel. Os resultados estatísticos foram executados por meio de testes de hipóteses, multicolinearidade, heterocedasticidade e testes de Jarque-Bera. Os autores destacaram que a única variável independente com relação insignificante com o desempenho seletivo de fundos mútuos na Malásia é a taxa de juros; há uma relação significativa entre taxa de câmbio, taxa de inflação, produto interno bruto e oferta monetária com o desempenho seletivo de fundos mútuos.

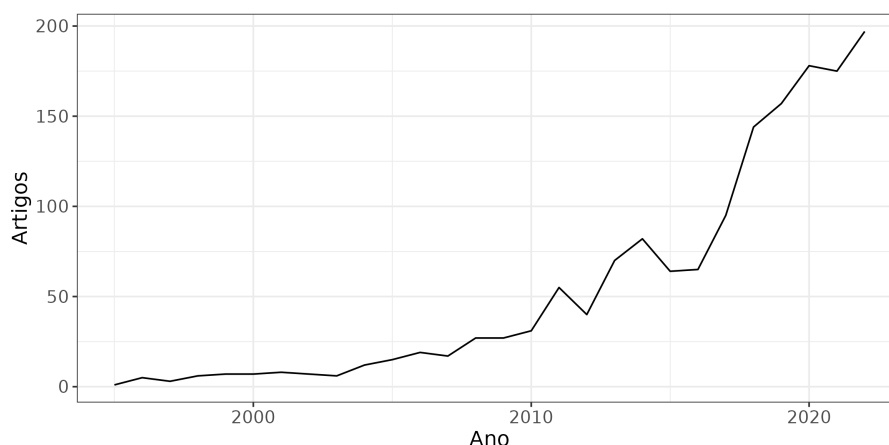
As variáveis macroeconômicas, como taxa de juros, inflação, taxas de câmbio, crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e políticas governamentais, exercem um impacto substancial nos fundos de investimentos, como apontado em artigos acadêmicos já publicados. A literatura tem destacado a relevância dessas variáveis ao analisar o desempenho e a rentabilidade dos fundos de investimentos como pode ser visto na próxima seção.

1.2.1 Bibliometria

A análise bibliométrica é uma técnica que permite avaliar a produção científica em uma determinada área de pesquisa. Nesta seção, iremos realizar uma análise bibliométrica dos artigos publicados na base Web of Science com as palavras-chave “macroeconomic factors”, “macroeconomic variables”, “real business cycle” e “mutual funds” e a análise foi feita para o período de 1995 até 2022. O objetivo desta análise é identificar as tendências de pesquisa e os principais autores e periódicos que publicam sobre esses temas. Para isso, iremos coletar dados bibliométricos desses artigos e analisá-los.

A Figura 1.1 mostra a evolução anual da produção de artigos com base nas *key-words* buscada. Observa-se que a partir de 2010 ocorreu uma crescente evolução significativa na quantidade de artigos produzidos com o respectivo tema, mostrando ser bastante relevante no momento atual.

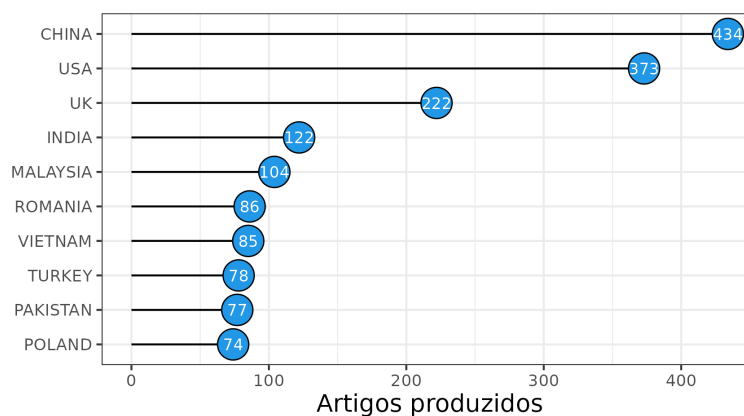
Figura 1.1: Evolução anual da produção de artigos



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da WoS

A presente pesquisa se mostra relevante dado o numero relativamente baixo de artigos publicados na área para o Brasil. A Figura 1.2 mostra os países que mais produziram no tema, com a china liderando com 434 artigos publicados de acordo com a base de dados da *Web Of Science*, outro país que se destaca é o EUA com 373 artigos publicados. O Brasil acaba ficando de fora desse ranking com a penas 36 artigos publicados, um numero relativamente baixo comparado aos demais países.

Figura 1.2: Países que mais produziram

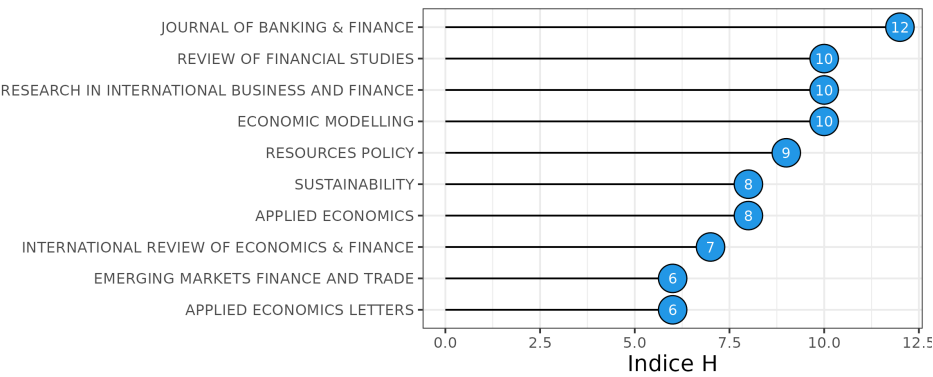


Fonte: Elaborado pelo autor com dados da WoS

A Figura 1.3 mostra as revistas de maior impacto de acordo com o índice H. Vale destacar que a revista "Sustainability" sofreu bastante críticas referente a sua qualidade e no de 2023 deixou de ser considerado uma revista academia². As revistas em destaque são: *Journal of Banking and Finance*, *Review of Financial Studies* e *Research in International Business and Finance*.

²<https://julkaisuforum.fi/en/news/sustainability-level-0-2023>

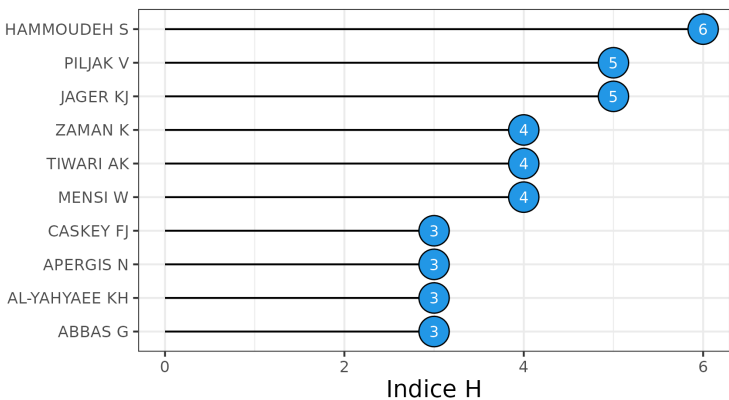
Figura 1.3: Revistas com maior índice H



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da WoS

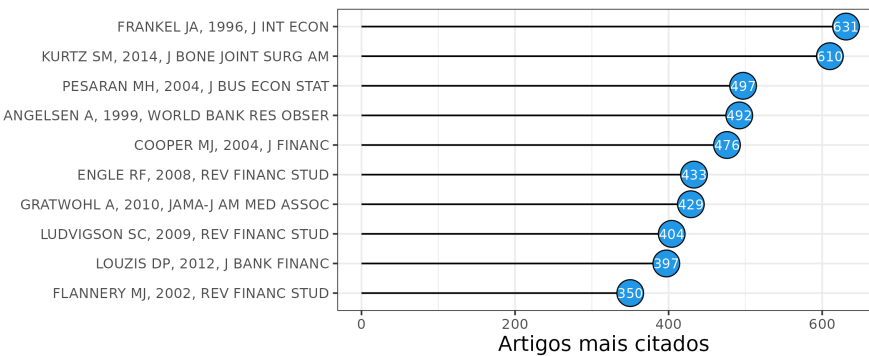
As Figuras 1.4 e 1.5 mostram os autores mais influentes e artigos mais citados, respectivamente.

Figura 1.4: Autores com maior índice H



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da WoS

Figura 1.5: Artigos mais citados



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da WoS

1.3 Metodologia

O objetivo deste trabalho é investigar os determinantes macroeconômicos que afetam o retorno do Valor Patrimonial Líquido (VPL) dos fundos multimercados brasileiros. Para tal, foi utilizada uma métrica específica a fim de minimizar o viés de seleção. A amostra incluiu fundos com mais de 4 anos de existência e que ainda estavam em atividade até 01/03/2023, sendo filtrados aqueles com os maiores retornos acumulados.

A relação funcional entre o VPL dos fundos e as variáveis selecionadas está descrita na Equação 1.1:

$$VPL = f(IBov, IMA.Geral, CDS.5y, IBC.Br, Cambio) \quad (1.1)$$

Com o intuito de reduzir a variância e normalizar os dados, optou-se por transformar todas as variáveis para sua forma logarítmica. A decisão de representar o Valor Presente Líquido (VPL) dos fundos como uma função dessas variáveis baseia-se no fato de que o índice Ibovespa é composto pelas ações mais negociadas na bolsa, o índice IMA-Geral reflete a política monetária por meio dos títulos públicos negociados pelos fundos, o *Credit Default Swap* de 5 anos (CDS-5y) serve como uma medida do risco do país, o IBC-Br é uma aproximação mensal do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, e a taxa de câmbio.

Antes de empregar o modelo Autorregressive Distributed Lag (ARDL), é de suma importância determinar se as variáveis em questão não possuem ordem de integração I(2) ou superior. Isso se deve ao fato de que tal ordem de integração invalida as estatísticas F e todos os valores críticos estabelecidos por Pesaran, os quais foram calculados apenas para variáveis com ordem de integração I(0) e I(1) (PESARAN et al., 2001)[110]. A fim de realizar essa verificação, procedeu-se à aplicação do teste de raiz unitária Dick-Fuller aumentado (ADF) [50] em todas as variáveis. Após identificar a ordem das séries, tornou-se possível empregar o modelo ARDL com teste de limite. Uma das principais vantagens desse método em relação a outras abordagens de teste de co-integração é a sua flexibilidade em relação à ordem das variáveis. Neste caso, os regressores podem apresentar ordens mistas, tais como I(0), I(1) e assim por diante. A equação 1.2 descreve de forma precisa o modelo ARDL em questão.

$$LVPL = \alpha + \sum_{i=1}^n \gamma LVPL_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_1 LIBov + \sum_{i=1}^n \beta_2 LIMA.G + \sum_{i=1}^n \beta_3 LCAMBIO + \sum_{i=1}^n \beta_4 LCDS.5y + \sum_{i=1}^n \beta_5 LIBC.Br + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

Onde LIBov, LIMA.G, LSelic, CDS.5y e IBC.br representam as variáveis de estudo, e ε_t é o termo de erro branco. A escolha do número de termos no somatório ou número de defasagens no modelo foi determinada com o intuito de minimizar o critério de informação de Akaike (AIC). Após a estimação do modelo ARDL, podemos proceder ao teste de limite (*Bound test*). Esse teste é realizado por meio de um teste de Wald (Estatística-F), conforme mostrado por Nkoro et al. (2016)[103], e tem como objetivo investigar a existência de uma relação de longo prazo entre as séries. A hipótese nula nos testes de limite é

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_5 = 0 \text{ (a relação de longo prazo não existe)}$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \dots \neq \beta_5 \neq 0 \text{ (a relação de longo prazo existe)}$$

Se a estatística F do teste for maior que o valor crítico superior, rejeitamos a hipótese nula H_0 ; se a estatística F do teste for menor que o valor crítico inferior, não rejeitamos a hipótese nula H_0 ; caso a estatística F fique dentro do intervalo, o teste é inconclusivo (PESARAN et al., 2001)[110]. Uma vez confirmada a existência de uma relação de longo prazo, para capturar o efeito de curto

prazo, é necessário transformar a equação 1.2 em um modelo de correção de erros (*error correction model* ou *ECM*):

$$\Delta LVPL = \alpha + \sum_{i=1}^n \gamma \Delta LVPL_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta LIBov + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta LIMA.G + \sum_{i=1}^n \beta_3 \Delta LCAMBIO + \sum_{i=1}^n \beta_4 \Delta LCDS.5y + \sum_{i=1}^n \beta_5 \Delta LIBC.Br + \delta EC_{t-1} \varepsilon_t \quad (1.3)$$

onde Δ representa a primeira diferença da variável; δ é a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo após um choque de curto prazo e que um valor positivo em EC_{t-1} mostra divergência nesse desequilíbrio enquanto um valor negativo mostra convergência para o equilíbrio (NKORO et al., 2016)[103].

A avaliação do modelo é uma etapa crucial para identificar possíveis problemas. A fim de detectar correlação serial, utilizou-se o teste de Breusch-Godfrey. Além disso, o teste de Jarque-Bera foi empregado para verificar a normalidade dos resíduos. Para avaliar a presença de heterocedasticidade, aplicou-se o teste de Breusch-Pagan.

O teste de cointegração é útil para determinar a existência de uma relação linear entre as variáveis. No entanto, para investigar a direção dessa relação, aplicou-se o teste de causalidade baseado na metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995)[134]. A vantagem do teste de Toda e Yamamoto (TY) reside no fato de que ele pode ser aplicado mesmo quando as séries têm ordens de integração diferentes, ao contrário do teste tradicional de causalidade proposto por Granger (1969)[66], que não considera a possibilidade de séries não estacionárias. O procedimento do teste envolve a especificação de um modelo vetor autorregressivo (VAR) em nível, permitindo assim a incorporação de toda a informação de longo prazo, seguido da aplicação de um teste de Wald modificado (MWALD) para testar restrições nos parâmetros do modelo.

Para a aplicar o teste de TY, precisamos seguir alguns passos: O primeiro é especificar um modelo VAR(k), onde k é o número ótimo de defasagens, o teste de Wald é um teste assintótico com distribuição χ^2 e para garantir isso, é necessário estimar um modelo VAR($k + d_{\max}$), sendo $d_{\max}$ a ordem máxima de integração do sistema; O segundo passo é especificar o modelo VAR($k + d_{\max}$); O terceiro passo consiste em aplicar o teste de Wald apenas nos k primeiros parâmetros para testar a hipótese de não causalidade.

1.4 Resultado

Antes de apresentar os resultados do modelo, é importante examinar os dados para obter uma melhor compreensão de sua distribuição. A Tabela 1.1 apresenta as estatísticas descritivas dos dados. Observa-se, pela medida de curtose, que todas as variáveis de interesse exibem caudas mais pesadas, especialmente o Ima-G, o que é consistente com as características do IPCA. Da mesma forma, o IBov, como um índice das ações negociadas na B3, também apresenta caudas mais pesadas, o que é um fato estilizado dos retornos de ações.

Tabela 1.1: Estatística descritiva

	Média	Dp	Mediana	Min	Max	Assimetria	Curtose
IBov	77.192	25.271	68.749	40.406	126.802	0,35	-1,39
Ima-G	4.594	1.418	4.648	2.489	7.045	0,07	-1,49
CDS-5y	211,18	78,68	202,24	99,11	488,99	1,33	2,12
IBC-Br	139,73	5,19	139,11	117,26	148,74	-0,82	2,29
Cambio	3,65	1,20	3,54	1,71	5,70	0,18	-1,21

Fonte: Elaboração própria

É essencial ressaltar que, embora não seja necessário que as séries sejam estacionárias em nível para a implementação do modelo ARDL e do teste TY, é importante assegurar que as séries não sejam de ordem $I(2)$ ou superior. Isso ocorre porque essa ordem de integração invalida as estatísticas F e todos os valores críticos estabelecidos por Pesaran et al. (2001)[110], os quais foram calculados apenas para séries com ordem de integração $I(0)$ e $I(1)$. A Tabela 1.2 apresenta os resultados do teste ADF, evidenciando que todas as variáveis são de ordem $I(1)$.

Tabela 1.2: Teste de Dick-Fuller aumentado

Variável	Em nível		Em Diferença	
	ADF	p-valor	ADF	p-valor
IBov	-3,473	0,047		
Ima-G	-1,924	0,608	-1,473	<0,01
CDS-5y	-2,653	0,304	-3,017	<0,01
IBC-Br	-2,572	0,338	-2,653	<0,01
Cambio	-2.786	0,249	-2.572	<0,01

Nota: Todos os testes foram rodados com um termo de tendência de *drift*.

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1.3 apresenta os resultados do teste de limite, no qual é observado que todos os valores críticos estão acima do limite superior. Isso indica que a hipótese nula de não cointegração é rejeitada, sugerindo a presença de uma possível cointegração de longo prazo em todos os fundos selecionados.

É importante ressaltar que a escolha dos fundos foi realizada com base em uma métrica específica para mitigar qualquer viés de seleção. Foram selecionados fundos com mais de 4 anos de existência que ainda estavam ativos até a data de referência, 01/03/2023. Além disso, os fundos foram filtrados com base em seus retornos acumulados durante o período, priorizando aqueles com os maiores retornos.

Tabela 1.3: Teste de limite

Fundo	Estatística F	p-valor
Verde Master	3,795	0,022
JGP Strategy	17,135	<0,001
Opportunity Total	17,135	0,008
Kapitalo Master	4,048	0,013
SPX NIMITZ	5,355	<0,001

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 1.4 apresenta as relações de curto e longo prazo entre as variáveis. No que diz respeito ao longo prazo, observa-se que apenas no caso do fundo SPX Nimitz todas as variáveis são estatisticamente insignificantes. Por outro lado, o índice IMA-Geral mostra uma forte relação nos fundos JGP Strategy e Verde Master, sendo que este último também apresenta uma relação significativa com a taxa de câmbio no longo prazo. No que se refere ao curto prazo, o fundo SPX Nimitz, ao contrário do que ocorre no longo prazo, demonstra uma forte relação com as variáveis CDS-5y, IBC-Br e taxa de câmbio. O termo de correção de erro (ECM) refere-se à taxa de ajuste necessária para restaurar o equilíbrio do modelo dinâmico após uma perturbação. Em todos os casos, o ECM é estatisticamente significativo ao nível de 1%. No final da tabela, são apresentados os diagnósticos de cada modelo. Em todos os casos, os resíduos seguem uma distribuição normal, não apresentam correlação serial e exibem homocedasticidade.

Após a análise de cointegração, utilizou-se o teste de TY para examinar a direção da relação entre as variáveis e determinar se essas variáveis macroeconômicas possuem informações relevantes para explicar a variação no Valor Patrimonial Líquido (VPL) dos fundos selecionados. Ao observar a Tabela 1.5, constata-se que a variação no VPL do fundo Verde Master é causada unicamente pelo câmbio, apresentando uma significância fraca (10%). O câmbio também pode explicar parte da variação do VPL nos fundos Kapitalo e SPX Nimitz, sendo fortemente significativo no caso do JGP Strategy. O risco do país, capturado pelo CDS-5y, desempenha um papel importante na explicação da variação do VPL do fundo SPX Nimitz e, de forma mais fraca, no fundo Kapitalo. O índice de títulos públicos IMA-Geral é a variável que melhor explica o VPL nos fundos de investimento selecionados, apresentando uma significância significativa nos fundos Opportunity Total, Kapitalo Master, JGP Strategy e, de forma mais fraca, no fundo SPX Nimitz.

Tabela 1.4: Estimação dos coeficientes de Curto e Longo prazo e Diagnóstico dos modelos

	Opportunity	Kapitalo M.	JGP Strategy	SPX Nimitz	Verde M.
Estimação de Longo prazo					
IBov	1,858**	-4,990	4,329**	18,620	1,327
Ima-G	1,070	14,667	-16,149***	-4,518	-1,927**
CDS-5y	0,735*	-0,632	-0,895	17,978	-0,247
IBC-Br	2,337	-2,704	-0,772	11,404	-1,963
Cambio	-0,590	-6,654*	3,052*	-29,311	1,077**
Estimação de Curto prazo					
IBov	0,976**	-0,371	1,317***	0,126	0,174**
Ima-G	4,331**	0,541*	0,493	-0,031	-0,253***
CDS-5y	0,629***	-0,023	-0,175	0,122**	-0,032
IBC-Br	1,227	-0,912	1,262	0,726***	0,178
Cambio	-0,310	-0,507*	2,012***	-0,384***	-0,047
ECM(-1)	-0,525***	-0,037***	-0,196***	-0,007***	-0,131***
Diagnóstico dos modelos					
Teste JB	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	0,0108
Teste BG	0,137	0,310	0,105	0,361	0,110
Teste BP	0,009	0,242	0,163	0,305	0,673

Nota: ***, ** e * representa o nível de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente. O valor apresentado no diagnóstico do modelo, é o p-valor dos respectivos testes: *Jarque-Bera* (JB), *Breusch-Godfrey* (BG) e *Breusch-Pagan* (BP).

Fonte: Elaboração própria dos Autores

Tabela 1.5: Teste de Toda e Yamamoto

	Verde	Opportunity	Kapitalo	SPX Nimitz	JGP Strategy
IBov	0,288	5,871	18,131***	3,513	34,492***
Ima-G	0,706	16,803***	6,019**	4,889*	39,180***
CDS-5y	2,212	0,254	8,459**	34,536***	19,145
IBC-Br	4,489	6,655	9,744**	1,777	2,906
Cambio	5,642*	1,927	7,786**	7,504**	81,539***

Nota: O valor na tabela é a estatística de teste de Wald; onde ***, ** e * representa o nível de significância de 1%, 5% e 10% respectivamente

Fonte: Elaboração própria

1.5 Conclusão

O estudo sobre o impacto das variáveis macroeconômicas nos fundos de investimentos revela a importância de compreender e analisar profundamente os fatores que influenciam o desempenho e

a rentabilidade desses veículos de investimento. Ao examinar a literatura e os dados apresentados, descobriu-se que variáveis macroeconômicas afetaram alguns fundos de investimentos durante o período analisado.

Este estudo investigou os determinantes macroeconômicos que impactam o valor patrimonial líquido dos fundos multimercado brasileiros. Através da análise de cointegração e do teste de Toda e Yamamoto, foi possível identificar que o índice de títulos públicos IMA-Geral é a variável que mais pode explicar o VPL nos fundos de investimento selecionados, sendo bastante significativa nos fundos Opportunity Total, Kapitalo Master, JGP Strategy e de uma forma mais fraca no fundo SPX Nimitz. Além disso, foi constatado que o risco do país, captado pelo CDS-5y, pode conter grande parte da informação gerada pelo fundo SPX Nimitz e de uma forma mais fraca no fundo Kapitalo. O câmbio ainda pode explicar parte da variação do VPL dos fundos Kapitalo e SPX Nimitz, sendo fortemente significativa no JGP strategy. Por outro lado, a taxa de juros não apresentou relação causal com o VPL dos fundos

A análise bibliométrica mostrou que a produção de artigos com as palavras-chave "macro-economic factors", "macroeconomic variables", "real business cycle" e "mutual funds" cresceu significativamente a partir de 2010, indicando a relevância do tema no momento atual.

Como resultado dessas descobertas, é essencial que os gestores de fundos de investimentos estejam informados e preparados para identificar oportunidades, reduzir riscos e obter retornos adequados para os investidores. A compreensão das variáveis macroeconômicas e como essas variáveis se relacionam com os fundos de investimentos ajuda a tomar decisões mais fundamentadas e precisas, além de ajudar a gerenciar os fundos de investimentos de maneira eficiente e adaptável aos desafios do cenário econômico atual.

Por fim, este estudo contribui para a compreensão dos determinantes macroeconômicos que impactam o retorno dos fundos multimercado brasileiros, fornecendo informações úteis para os gestores de carteiras e investidores. No entanto, é importante ressaltar que este estudo tem limitações, como a escolha dos fundos com base em uma métrica específica e a análise limitada a um período de tempo. Futuras pesquisas podem explorar outras variáveis e períodos de tempo para uma compreensão mais abrangente dos determinantes do retorno dos fundos multimercado brasileiros.

A US \$100 bill is shown being burned by a flame on the right side. The bill features the portrait of Benjamin Franklin. The serial number 258137G is visible in the top left, and XF27250 is visible in the bottom right. The text 'RESERVE NOTE' is at the top, 'SERIES 2006' is on the left, and 'FRANKLIN' is at the bottom. A small 'F 375' is also visible near the bottom center.

2. Inflação e Crescimento Econômico

A Relação entre a Inflação e o Crescimento Econômico Pós Pandemia no Brasil utilizando a análise de causalidade Toda Yamamoto)

Ângelo Santos Alves
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

A relação entre inflação e crescimento econômico é complexa e controversa. Estudos indicam que a inflação pode afetar negativamente o crescimento econômico, mas essa relação depende de vários fatores, como políticas econômicas e estrutura produtiva. Testes estatísticos, como o teste de Granger, podem fornecer evidências estatísticas dessa relação, mas não estabelecem causalidade definitiva. Modelos econométricos avançados e teóricos ajudam a analisar essa relação de forma mais precisa. No contexto pós-pandemia, o teste de causalidade Toda-Yamamoto e modelos de inteligência artificial são usados para estudar a relação entre inflação e crescimento econômico. A compreensão dessa relação é fundamental para a formulação de políticas econômicas adequadas. Com base nas análises realizadas, conclui-se que o modelo VAR com uma defasagem de 6 e o conjunto de dados são estáveis e apropriados para a análise dos dados em questão. No entanto, os resultados do teste de Toda-Yamamoto indicam a ausência de causalidade de Granger entre IPCA e PIB no período analisado. Isso significa que as variações passadas do IPCA não conseguem prever o comportamento futuro do PIB, e vice-versa. Essa falta de causalidade sugere que as variáveis estão correlacionadas, mas não há uma relação de causa e efeito entre elas.

2.1 Introdução

A relação entre inflação e crescimento econômico é uma questão econômica complexa e em grande medida controversa. Em geral, a inflação refere-se ao aumento sucessivo de longo prazo dos preços de bens e serviços, enquanto que o crescimento econômico refere-se ao aumento percentual do Produto Interno Bruto (PIB) de um país durante um período de tempo. Embora haja uma tendência geral de se pensar que a inflação prejudica o crescimento econômico, a questão não é tão simples. Diversos estudos têm sido realizados para entender melhor essa relação complexa e muitas vezes controversa.

Em um artigo publicado por Blanchard e Quah em 1989, intitulado 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances' [32], os autores analisam a relação entre inflação e crescimento econômico. Eles argumentam que a relação entre os dois é influenciada por vários fatores, incluindo as políticas monetárias e fiscais adotadas pelos governos, as expectativas dos agentes econômicos e a estrutura produtiva do país.

Blanchard e Quah[32] destacam que, em certos casos, pode haver uma relação negativa entre inflação e crescimento econômico, indicando que um aumento na taxa de inflação pode levar a uma redução no crescimento. Isso ocorre porque a inflação pode criar incertezas e distorções na economia, afetando negativamente os investimentos e o consumo. No entanto, os autores também ressaltam que em outros casos essa relação pode não ser tão clara, e que outros fatores podem influenciar o crescimento econômico de forma mais significativa.

Assim, é importante considerar que a relação entre inflação e crescimento econômico não é uma regra fixa, e que diferentes contextos e condições podem levar a resultados distintos. É necessário um estudo aprofundado e uma análise cuidadosa das variáveis econômicas envolvidas para compreender melhor essa relação e suas implicações para a política econômica.

No entanto, a relação não é tão simples quanto parece, e existem muitos outros fatores que podem afetar simultaneamente a inflação e o crescimento econômico. Por exemplo, investimentos em infraestrutura e tecnologia podem estimular o crescimento econômico, mas também podem levar a preços mais altos para insumos de produção. (Samuelson e Solow, 1960)[122] Para analisar a relação entre inflação e crescimento econômico, poderia-se utilizar modelos econométricos tradicionais que considerem múltiplas variáveis.

Por exemplo, é possível utilizar um teste estatístico conhecido como teste de Granger (Granger, 1969)[66] para investigar se a inclusão de uma variável de inflação em um modelo melhora a capacidade de prever o crescimento econômico, o que sugere uma possível relação causal. No entanto, é necessário ressaltar que os testes estatísticos não são capazes de estabelecer uma relação causal definitiva, eles apenas podem fornecer evidências estatísticas que indicam uma possível relação.

Analisar a relação entre inflação e crescimento econômico de forma econométrica requer o uso de modelos econômicos que consideram múltiplas variáveis e testes estatísticos para verificar a causalidade. A regressão linear simples não é adequada para analisar a relação entre inflação e crescimento econômico porque assume uma relação linear entre as variáveis e ignora outros fatores que podem afetar a relação. Além disso, esses modelos podem sofrer problemas de multicolinearidade, heterocedasticidade e endogeneidade. Uma alternativa mais adequada é a utilização de modelos econométricos mais sofisticados, como modelos de séries temporais e modelos VAR (vetor autorregressivo), que permitem a análise de relações não lineares entre variáveis e incorporam outros fatores como choques econômicos e tendência de sazonalidade (Gujarati, 2006)[7].

Entretanto, atualmente veem sendo utilizados modelos teóricos, como os modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico e estocástico (DSGE) baseados na teoria econômica, que podem analisar relações causais entre variáveis e simular diferentes cenários econômicos. Esses modelos também levam em conta as expectativas dos agentes econômicos e podem ser utilizados para análise de política econômica.

O objetivo do trabalho foi estudar a relação entre inflação e crescimento econômico após o início da pandemia da COVID-19 utilizando o teste de causalidade Toda Yamamoto[134], para captar o insight econômico entre as duas variáveis. Além disso, adicionalmente, também foi utilizado um modelo de inteligência artificial.

O trabalho está desenvolvido da seguinte forma: inicialmente é realizado uma revisão do marco teórico, inclusive relacionando as características da economia brasileira antes e após a pandemia da COVID-19, e, por fim, uma pesquisa bibliográfica. Em seguida, foi posto o capítulo que explica e aprofunda a teoria de cointegração normal e de Toda-Yamamoto. Após isso, os capítulos seguintes são Metodologia, Dados e Resultados. Fechamos o trabalho com a conclusão e a bibliografia utilizada.

2.2 Referencial Teórico

O artigo de Sims[130] publicado em 1980 versou a relação entre inflação e crescimento econômico e a eficácia das políticas macroeconômicas no controle da inflação. Os autores argumentam que a teoria macroeconômica convencional não pode explicar adequadamente as complexidades do mundo real e que a análise empírica é importante para compreender as relações entre as variáveis macroeconômicas. Usando técnicas econométricas avançadas para explorar a relação entre a inflação e o desemprego nos Estados Unidos, Sims encontra evidências de uma relação negativa de

curto prazo, em vez de de longo prazo, entre essas variáveis. Os autores concluem que a política macroeconômica deve levar em conta as peculiaridades de cada economia e que a análise empírica é a base para a tomada de decisão política.

O trabalho de Fischer[62] intitulado "O Papel dos Fatores Macroeconômicos no Crescimento", publicado em 1993, é importante no campo do crescimento econômico. Os autores examinam a relação entre inflação, investimento, acumulação de capital, educação e crescimento econômico, fornecendo análises teóricas e empíricas. De acordo com o Google Academic, o artigo foi citado por 4.512 outras pesquisas ao longo dos anos (dados até junho de 2023). No artigo em questão, o autor enfatizou a importância do ambiente macroeconômico para o crescimento de longo prazo, argumentando que a alta inflação e a instabilidade macroeconômica podem minar o investimento e o crescimento econômico. Também discute o papel da política monetária e fiscal na promoção do crescimento. Este artigo fornece informações valiosas sobre como a política econômica afeta o crescimento de longo prazo. Segundo Fischer (1993)[62], políticas macroeconômicas prudentes e investimentos em capital humano e tecnologia são essenciais para promover o crescimento sustentável.

Mankiw, Romer e Weil (1992)[94] forneceram uma análise empírica do papel da acumulação de capital humano na determinação do crescimento econômico. Os autores encontram evidências de que a taxa de crescimento do produto per capita está positivamente relacionada à taxa de acumulação de capital humano.

O artigo de Obstfeld e Rogoff de 1995 "O Fantasma das Taxas de Câmbio Fixas"[106] explorou a questão das taxas de câmbio fixas e sua relação com a inflação e o crescimento econômico. Os autores argumentaram que, embora as taxas de câmbio fixas possam parecer atraentes em termos de estabilidade da moeda, elas também podem levar a sérios problemas econômicos, como falta de flexibilidade para ajustar a economia a choques externos e internos e maior suscetibilidade à crises financeiras. De acordo com o Google Academic, o artigo foi citado por 2,006 outras pesquisas ao longo dos anos (dados até junho de 2023). Os autores fornecem evidências empíricas de que as economias com taxas de câmbio flutuantes superam em termos de estabilidade as economias com taxas de câmbio fixas em termos de inflação e crescimento. Eles também mostram como crises financeiras em países com taxas de câmbio fixas podem rapidamente se transformar em crises cambiais, levando a um crescimento mais lento e inflação mais alta. Em resumo, Obstfeld e Rogoff argumentam que a adoção de uma taxa de câmbio flutuante é uma política econômica mais eficaz para promover a estabilidade da moeda e o crescimento econômico de longo prazo.

Bernanke e Gertler (1995)[28] versaram sobre o canal de crédito na transmissão da política monetária e seus efeitos sobre a inflação e o crescimento econômico. Os autores argumentam que a política monetária afeta a economia por meio de canais de crédito e que mudanças nas taxas de juros afetam os custos de crédito para empresas e consumidores. Esse canal de crédito pode amplificar ou enfraquecer o impacto de mudanças na política monetária sobre a economia real. Bernanke e Gertler também constataram que as restrições de crédito podem ter um impacto material na transmissão da política monetária, e que a análise desse canal é importante para uma compreensão mais completa do impacto da política monetária sobre a inflação e o crescimento.

Khan e Senhadji (2001)[81] realizaram uma análise empírica dos efeitos da inflação sobre o crescimento econômico em países em desenvolvimento. Os autores examinam a relação entre inflação e crescimento econômico de 1960 a 1990 usando dados de 108 países. Eles concluem que a inflação tem um impacto negativo no crescimento econômico e que essa relação é mais forte em países com inflação mais alta. Além disso, eles encontraram evidências de que a inflação afeta negativamente o investimento e a produtividade, principais determinantes do crescimento econômico. Esses resultados são relevantes para a formulação de políticas econômicas em países em desenvolvimento, pois destacam a importância de manter a inflação baixa e estável como forma de promover o crescimento econômico de longo prazo.

Na academia, a relação entre inflação e crescimento tem sido objeto de pesquisa e debate. A discussão se concentra em como essas duas variáveis estão relacionadas e como uma afeta a outra. Essa relação também é uma questão importante no caso do Brasil. A economia do Brasil tem sido caracterizada por alta inflação e baixo crescimento econômico muitas vezes em sua história. Portanto, para formular uma estratégia econômica mais eficaz, é necessário analisar a relação entre inflação e crescimento no contexto brasileiro e tentar entender as possíveis razões para essa dinâmica.

Inflação e Recessão: A Crise Brasileira de Bresser-Pereira é uma importante obra no campo da economia brasileira. O autor analisou a relação entre inflação e crescimento econômico e a crise econômica que o Brasil enfrentou na década de 1980. Segundo Bresser-Pereira[2], a inflação alta e persistente foi um dos principais fatores que levaram à crise econômica do Brasil, que se caracterizou por uma queda acentuada do nível de atividade econômica e um aumento significativo do desemprego. O autor defende o ajuste macroeconômico em resposta à crise, que inclui medidas de estabilização monetária e reformas estruturais na economia brasileira. Ele também discutiu a importância das políticas sociais e redistributivas na redução da desigualdade social no país. Embora o livro se concentre na análise da crise brasileira da década de 1980, muitos pontos ainda são relevantes para entender a relação entre inflação e crescimento econômico no Brasil e em outros lugares.

O livro de Edmar Bacha, *Inflação e Crescimento: Uma Análise da Experiência Brasileira*, de 1984[1], é uma obra fundamental para a compreensão da relação entre inflação e crescimento econômico no contexto brasileiro. O autor faz uma análise crítica das políticas econômicas do país na década de 1970 que resultaram em alta inflação e baixo crescimento econômico. Segundo Bacha, a inflação teve um papel fundamental na desaceleração do crescimento porque reduziu o investimento e afetou a eficiência alocativa da economia. Além disso, os autores discutem as causas da inflação no Brasil, destacando a falta de disciplina fiscal e monetária, a indexação de preços e salários e a dependência de importações de bens de capital. Propõe medidas para combater a inflação e promover o crescimento econômico, como estabilização cambial, liberalização comercial e maior eficiência na alocação de recursos.

Galí (2015)[5] explorou a relação entre política monetária, inflação e ciclos econômicos usando modelos Novo Keynesianos. Os autores descrevem os principais instrumentos de política monetária e seu impacto na economia, e apresentam as principais contribuições teóricas dos modelos Novo Keynesianos. O livro também discute a relação entre inflação e crescimento econômico, destacando como a estabilidade de preços pode impulsionar o crescimento de longo prazo. O autor também explora a dinâmica da inflação e dos ciclos econômicos, mostrando como choques externos e mudanças na política monetária afetam a economia. No geral, o livro é uma referência útil para entender a complexa relação entre política monetária, inflação e crescimento econômico no novo contexto keynesiano.

Inflação e crescimento: o caso do Brasil, de Renato Carneiro, é uma importante obra que analisa a relação entre inflação e crescimento econômico no contexto brasileiro. O autor apresenta uma visão crítica das políticas econômicas adotadas no país, em especial a política de estabilização econômica, que à época da publicação (1992)[3] era o Plano Collor. Carneiro argumenta que, além de acarretar enormes custos sociais, a política é ineficaz para lidar com os problemas econômicos do país. O livro explora temas como a relação entre inflação e crescimento econômico, as causas da inflação no Brasil e possíveis formas de abordar o problema. Carneiro também falou sobre a questão da dívida externa e seus impactos na economia brasileira.

O livro *"Inflação e crescimento econômico no Brasil: uma análise empírica"* em coautoria com Oreiro e Feijó[11] é uma importante obra sobre a relação entre inflação e crescimento no Brasil. Os autores examinam a relação entre esses dois fenômenos usando uma abordagem empírica e fornecem evidências de que a inflação afeta negativamente o crescimento econômico de um país.

Os autores também discutem as políticas macroeconômicas adotadas pelo governo brasileiro ao longo do tempo e sua relação com a inflação e o crescimento. Eles enfatizaram a importância de equilibrar políticas econômicas que controlem a inflação e estimulem o crescimento. Além disso, Oreiro e Feijó discutem a relação entre inflação, crescimento e distribuição de renda no Brasil, enfatizando a importância de políticas públicas que promovam a equidade social.

Ao falar sobre os artigos e livros nacionais e internacionais mais importantes na área da economia, é inevitável mencionar os modelos DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), que são amplamente utilizados para analisar a relação entre inflação e crescimento econômico. Dentre os diversos autores que contribuíram para a construção desses modelos, alguns se destacam pela sua relevância e impacto na área.

Baseado no conceito da teoria do equilíbrio geral, o modelo neoclássico (apresentado pela primeira vez por Tobin em 1969[133]) é um modelo econômico popular. Supõe que os indivíduos operam com base na tomada de decisões racionais e os mercados são eficientes. A taxa de juros real - levando em consideração a inflação esperada - é o fator determinante nos investimentos. No entanto, o efeito Tobin tem influenciado o aspecto de investimento desse modelo. O investimento e o crescimento econômico são prejudicados pelo efeito Tobin causado pelo aumento das taxas de juros reais, fazendo com que as empresas priorizem a retenção de lucros em detrimento de novos projetos. Eles fazem isso porque acumular reservas financeiras sem pagamento de juros é uma jogada inteligente.

Michael Sidrauski formulou um conceito econômico em 1967[127] que sugere que as pessoas podem economizar e investir quando o futuro é imprevisível. Ele postula que as taxas de juros são influenciadas pelo equilíbrio entre oferta e demanda por investimentos e poupança, e que a política monetária afeta apenas ligeiramente a economia. O modelo de Sidrauski foi apresentado em seu artigo, "Escolha Racional e Padrões de Crescimento em uma Economia Monetária", publicado na *American Economic Review*. Incorporando diversos fatores, como o papel do setor bancário e o potencial do governo, diversas variações do modelo Sidrauski surgiram desde sua criação. Essas variantes são comumente implementadas para análise de política econômica e previsões de resultados econômicos futuros.

Por meio de sua inclusão direta do dinheiro na função de utilidade do consumidor, o modelo *Money Utility (MIU)* (1967)[127] oferece uma abordagem única para analisar os impactos macroeconômicos da política monetária, que se originou na Irlanda. Ao considerar a renda disponível, preços de bens e serviços, taxas de juros e quantidades em circulação, essa técnica avalia o consumo como um fluxo intertemporal. A análise abrangente do modelo MIU permite examinar como a política monetária afeta várias variáveis macroeconômicas, incluindo investimento, produção e consumo.

Desenvolvido por Turnovsky em 2000[15], o modelo de utilidade do dinheiro (*MIU*) permite a inclusão do dinheiro na função de utilidade do consumidor, permitindo a análise do efeito da política monetária em fatores macroeconômicos como investimento, consumo e produto. O modelo assume que os consumidores tomam decisões de consumo ao longo do tempo considerando o rendimento disponível, os preços dos bens e serviços, as quantidades em circulação e as taxas de juro. Como resultado, o MIU emergiu como uma ferramenta analítica significativa para estudar a influência da política monetária no desempenho macroeconômico.

A economia de um país pode ser diretamente afetada pelo uso da dívida pública como instrumento de financiamento pelo governo. Bolder & Darby (1993)[34] introduziram o conceito de um modelo de dívida pública em tempo discreto, onde os títulos da dívida pública são emitidos pelo governo em períodos finitos e específicos. Este modelo responde pela exigência do governo de equilibrar receitas e despesas, mantendo-se dentro das restrições orçamentárias. Ao analisar o impacto econômico da política fiscal, incluindo a correlação entre dívida pública e estabilidade macroeconômica, inflação e crescimento econômico, os modelos de dívida pública em tempo

discreto oferecem informações valiosas.

No Journal of Economic Dynamics and Control de 1993, David A. Bolder e Sheryl J. Darby[34] publicaram um trabalho notável intitulado "Política fiscal e monetária em uma economia de commodities". Este artigo apresenta um modelo de análise da dívida pública em economias baseadas em commodities, incluindo também simulações dos impactos da política fiscal e monetária em diferentes cenários possíveis. A análise confirma o papel crucial que a gestão da dívida desempenha, particularmente no que diz respeito à volatilidade dos preços das commodities e à natureza dinâmica das políticas econômicas.

2.2.1 Economia Brasileira

Para entender a dinâmica recente da economia brasileira, utilizamos as perspectivas criadas por Horta e Giambiagi (2018)[73]. Os autores apresentam duas perspectivas de trajetórias para o crescimento do PIB no Brasil até 2023. A primeira leva em consideração uma queda significativa no investimento nos anos de 2015 a 2017, resultando em um crescimento potencial limitado de 1,7% em 2018 e uma taxa de investimento de 19,5% do PIB em 2023. Nessa trajetória, o hiato do produto, que representa ociosidade na economia, se fecharia gradualmente ao longo de seis anos, chegando a uma taxa de crescimento de 3,4% em 2023. A segunda trajetória assume um crescimento inicial mais forte, em linha com as expectativas do Boletim Focus, mas com uma desaceleração posterior. Nesse cenário, o hiato não se fecharia completamente, mas a continuidade das reformas econômicas resultaria em quedas nas taxas de juros reais e um aumento de 40% no investimento nos próximos cinco anos. Em ambos os casos, espera-se que a economia brasileira possa crescer entre 2,5% e 3,0% sem gerar inflação significativa.

O ano de 2017 representou um marco para a economia brasileira, uma vez que foi iniciada a recuperação econômica após um período de recessão severa entre 2015 e 2016. Com o bom desempenho do consumo das famílias, o Produto Interno Bruto (PIB) cresceu 1%, proporcionando boas perspectivas para 2018, quando a economia poderia finalmente crescer cerca de 2,5%. No entanto, a recuperação atual não é necessariamente um indicativo de crescimento sustentável para os próximos anos. No curto prazo, a economia pode crescer com maior rapidez ao ocupar a grande ociosidade existente, tanto no mercado de trabalho quanto na utilização da capacidade instalada. No longo prazo, entretanto, o crescimento econômico dependerá cada vez mais dos ganhos de produtividade.

Essa empreitada apresenta-se como uma tarefa desafiadora, uma vez que a economia brasileira ainda confronta diversos obstáculos que restringem o alcance de um crescimento sustentável. Efetivamente, constata-se que a produtividade tem evidenciado pouca evolução nas últimas décadas, mesmo durante períodos de maior expansão econômica, como ocorreu nos anos 2000. Portanto, o enfrentamento desses gargalos existentes representa um desafio crucial, com vistas a viabilizar um maior crescimento no médio e longo prazo.

Quais são esses gargalos? Primeiramente, destacam-se os estruturais, que incluem o sistema tributário disfuncional, o ambiente negativo de negócios, o baixo grau de abertura comercial, a precária qualidade da infraestrutura e o nível insuficiente de educação e capital humano. Em todas essas dimensões, existem limitações profundas, já bastante conhecidas, que colocam o Brasil, muitas vezes, atrás de outros países emergentes. Em um mundo globalizado e competitivo, deixar de superar tais limitações é um convite a uma estagnação econômica prolongada.

Outro gargalo importante diz respeito às finanças públicas. Após anos de relativa tranquilidade, a dívida pública voltou a causar preocupação na década atual, tendo crescido mais de vinte pontos percentuais em um curto espaço de quatro anos. A perspectiva tampouco é animadora, uma vez que o envelhecimento populacional dos próximos anos fará com que as despesas públicas sejam bastante pressionadas pelos gastos previdenciários. Dessa maneira, além do crescente risco fiscal, o maior gasto com aposentados diminuirá o espaço disponível para outros tipos de gastos, como o

investimento público.

Alguns desses aspectos já começaram a ser enfrentados recentemente. No caso das contas públicas, por exemplo, a aprovação do teto de gastos teve como resultado a redução dos riscos fiscais, embora o insucesso na aprovação da reforma da Previdência tenha deixado um grande desafio pela frente. Outras medidas para diminuir alguns dos gargalos estruturais foram adotadas, como a reforma trabalhista, a revisão de políticas de conteúdo local no setor de óleo e gás e a criação da TLP, que reduz o gasto fiscal.

2.2.2 O Impacto da pandemia da COVID-19 nas mudanças de preços na economia Brasileira

Da Silva e Da Silva (2020)[128] contribuíram para a análise do impacto e reflexões da macroeconomia brasileira. Segundo sua análise, de fevereiro a março de 2020, as pessoas começaram a perceber o impacto inicial da pandemia do COVID-19 na economia brasileira. A desaceleração econômica da China, epicentro do surto, afetou o comércio internacional, seguida pela Europa, primeiro e terceiro maior parceiro comercial do Brasil. Em março de 2020, o governo introduziu medidas de distanciamento social para conter a propagação do vírus e evitar o colapso do sistema de saúde.

Em 2020, o governo brasileiro previu que a epidemia teria um grande impacto na economia do país, incluindo redução das exportações, queda dos preços das commodities e deterioração dos termos de troca, interrupção das cadeias produtivas em alguns setores, queda dos preços dos ativos e deterioração das condições financeiras, além da redução do fluxo de pessoas e logística, Da Silva e Da Silva (2020)[128].

A incerteza econômica provocada pela pandemia tem levado a atrasos ou cancelamentos de investimento e consumo de bens e serviços nos mercados interno e externo. A redução do comércio internacional tem um efeito cascata na economia, com redução da produção e da jornada de trabalho, aumento do desemprego, aumento do número de falências e redução da oferta de crédito ao setor bancário em termos de risco de investimento.

Desde março de 2020, a confiança dos empresários industriais e da economia começou a cair, embora os dados do emprego comecem a dar sinais, já surgiram sinais de diminuição da população empregada e aumento da população desempregada. Com o desenvolvimento da epidemia, a situação econômica do país é claramente mais grave do que se pensava inicialmente, o que pode levar a uma recessão a longo prazo, Da Silva e Da Silva (2020)[128].

Entre abril e julho de 2020, as restrições de circulação e distanciamento social devido à pandemia impactaram diretamente no emprego e na renda da população. Os trabalhadores não regulares foram os primeiros a serem afetados pela crise, enquanto os trabalhadores regulares mantiveram seus empregos por um tempo por causa dos custos de demissões e contratações que as empresas tiveram que arcar. No entanto, as pequenas e micro empresas são as mais afetadas devido às dificuldades de gestão de caixa. Os setores mais afetados são alimentação fora de casa, viagens e transporte. O setor empresarial brasileiro é composto por cerca de 99% das micro e pequenas empresas, o equivalente a 52% dos empregos formais no setor privado. Cerca de 60% dos pedidos de crédito de proprietários de pequenas empresas são rejeitados pelos bancos devido à falta de comprovação de garantia de pagamento, Da Silva e Da Silva (2020)[128].

Várias medidas foram tomadas para minimizar o impacto da redução da atividade econômica durante a pandemia, como redução de jornada e salários, home office, prestação de serviços pela internet ou aplicativos. O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) anunciou medidas para ajudar o setor empresarial, incluindo linhas de crédito para empresas com faturamento anual de até R\$ 300 milhões e linhas de crédito consignado de até R\$ 40 bilhões para pequenas e médias empresas de grande porte, o prazo de pagamento é de até 30 meses. Além disso, o Sebrae e a Caixa organizaram uma linha de crédito especial de R\$ 12 bilhões,

garantida pelo Fundo de Aval à Micro e Pequenas Empresas (FAMPE), para microempreendedores individuais (MEI), microempresas e pequenos negócios.

A principal política de renda do trabalhador adotada pelo governo durante a pandemia é o auxílio emergencial, voltado para trabalhadores informais, pessoas físicas, autônomos e microempreendedores desempregados, com potencial de expansão. Além disso, o limite de renda per capita para as famílias que recebem o Benefício de Prestação Continuada (BPC) foi flexibilizado.

Em junho de 2020, a previsão para o produto interno bruto (PIB) real era negativa em cerca de 8%, devido a quedas na produção industrial, nas vendas do comércio e na prestação de serviços. A atividade econômica tem sido sustentada principalmente pela produção agropecuária, apesar da queda generalizada dos preços das commodities.

A retomada da atividade econômica no Brasil ocorreu entre agosto de 2020 e 2021, embora o estado de calamidade pública tenha levado ao cumprimento dos resultados fiscais até o final do ano. Cerca de 5,55% do PIB é destinado ao combate à epidemia, valor semelhante ao de outras economias desenvolvidas. No entanto, os resultados podem variar devido a aspectos estruturais. Por exemplo, os EUA adotaram uma abordagem diferente, alocando US\$ 2 trilhões (10% do PIB) em pagamentos diretos aos trabalhadores e US\$ 19 bilhões em pagamentos diretos e compras do governo para apoiar a agricultura.

Em 2020, a economia brasileira poderá ser estimulada por meio de políticas monetária, fiscal e creditícia. Até 2021, as propostas do governo Bolsonaro são de impulsionar a atividade econômica em uma agenda de reformas focada na consolidação fiscal e no combate à má alocação de recursos. As reformas propostas incluem abertura econômica, privatizações e concessões, reforma tributária, revisão de isenções fiscais e subsídios públicos, aprovação de contas básicas de saúde, promoção de energia mais eficiente, redução da burocracia, redução do desemprego e da pobreza. Através da criação de empresas, entre outras coisas.

Essas reformas são necessárias porque a relação dívida líquida/PIB do setor público se aproximará de 55% até o final de 2021. Vale ressaltar que a dívida total do governo federal foi de 77,2% do PIB em 2018, a maior entre os países emergentes e os BRICS. De acordo com a previsão do Ministério de Assuntos Econômicos, a partir de 2021, espera-se que a taxa de inflação seja contida ou mesmo reduzida, o nível da taxa de juros permaneça baixo e a taxa de câmbio se deprecie em relação aos anos anteriores. Além disso, espera-se que o crescimento do mercado de crédito chegue a 8,11% até 2024. A previsão do PIB para 2021 é de crescimento de 2,2%.

2.2.3 Bibliometria

A Tabela 2.1 foi obtida a partir da base de dados Scopus e representa o resultado de uma pesquisa utilizando duas palavras-chave: "inflation"(inflação) e "growth"(crescimento). Essas palavras-chave foram selecionadas para identificar publicações acadêmicas que abordassem a relação entre inflação e crescimento econômico.

A Tabela 2.1 lista uma série de artigos e livros relevantes que exploram esse tema. Cada linha representa uma publicação específica e as colunas fornecem informações como os autores, título, ano de publicação, número de citações e tipo de documento.

A pesquisa resultou em uma variedade de publicações de destaque. Alguns exemplos notáveis incluem o artigo "The role of macroeconomic factors in growth" de Fischer S. (1993)[62], que discute o papel de fatores macroeconômicos no crescimento econômico, e o artigo "Threshold effects in the relationship between inflation and growth" de Khan M.S. e Senhadji A.S. (2001[81]), que investiga os efeitos limiares na relação entre inflação e crescimento. O quadro é uma ferramenta útil para pesquisadores e estudiosos que desejam explorar a literatura acadêmica sobre a relação entre inflação e crescimento econômico. Ela fornece uma visão geral das publicações mais citadas nessa área e pode servir como ponto de partida para pesquisas mais aprofundadas e análises adicionais.

Tabela 2.1: Lista de Referências

Nº	Autores	Título	Ano	Citado por	Tipo de Documento
1	Woodford M.	Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy	2011	3031	Book
2	Barro R.J.; Gordon D.B.	Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy	1983	1633	Article
3	Barro R.J.; Gordon D.B.	A positive theory of monetary policy in a natural rate model	1983	1285	Article
4	Fischer S.	The role of macroeconomic factors in growth	1993	917	Article
5	Demirgüç-Kunt A.; Detragiache E.	The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries	1998	764	Article
6	Svensson L.E.O.	Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets	1997	752	Article
7	ESTRELLA A.; HARDOUVELIS G.A.	The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity	1991	720	Article
8	Acemoglu D.; Johnson S.; Robinson J.; Thairachoen Y.	Institutional causes, macroeconomic symptoms: Volatility, crises and growth	2003	709	Article
9	Ang A.; Piazzesi M.	A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables	2003	619	Article
10	Ravallion M.; Chen S.	China's (uneven) progress against poverty	2007	599	Article
11	Bruno M.; Easterly W.	Inflation crises and long-run growth	1998	538	Article
12	Lavoie M.	Post-keynesian economics: New foundations	2014	524	Book
13	Hill T.P.	ON GOODS AND SERVICES	1977	512	Article
14	Kilian L.	Exogenous oil supply shocks: How big are they and how much do they matter for the U.S. economy?	2008	496	Review
Continua na próxima página					

Tabela 2.1 – continuação da página anterior

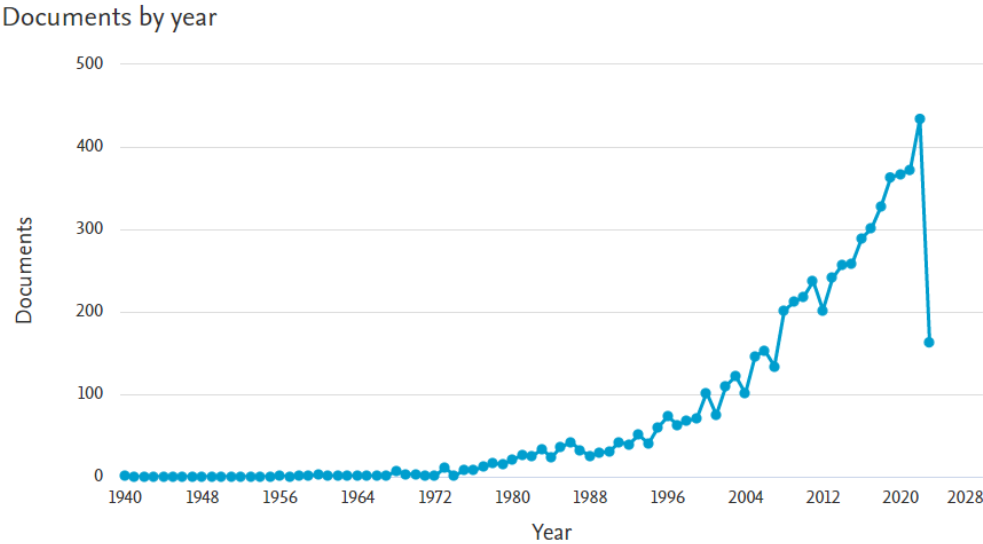
Nº	Autores	Título	Ano	Citado por	Tipo de Documento
15	GESKE R.; ROLL R.	The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation	1983	483	Article
16	Engle R.F.; Rangel J.G.	The spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes	2008	479	Article
17	Engle R.F.; Ghysels E.; Sohn B.	Stock market volatility and macroeconomic fundamentals	2013	471	Article
18	Flannery M.J.; Proto-papadakis A.A.	Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns	2002	435	Article
19	Young A.	Gold into base metals: Productivity growth in the People's Republic of China during the reform period	2003	405	Article
20	Sims C.A.	A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy	1994	372	Article
21	Laubach T.; Williams J.C.	Measuring the natural rate of interest	2003	372	Article
22	McCracken M.W.	Asymptotics for out of sample tests of Granger causality	2007	357	Article
23	Cologni A.; Manera M.	Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries	2008	345	Article
24	Khan M.S.; Senhadji A.S.	Threshold effects in the relationship between inflation and growth	2001	341	Article
25	Rousseau P.L.; Wachtel P.	What is happening to the impact of financial deepening on economic growth?	2011	341	Article
26	Paldam M.	The cross-country pattern of corruption: Economics, culture and the seesaw dynamics	2002	338	Article
27	Alesina A.; Roubini N.	Political Cycles in OECD Economies	1992	334	Article
Continua na próxima página					

Tabela 2.1 – continuação da página anterior

Nº	Autores	Título	Ano	Citado por	Tipo de Documento
28	Roubini N.; Sala-i-Martin X.	Financial repression and economic growth	1992	326	Article
29	Howard D.H.; Bach P.B.; Berndt E.R.; Conti R.M.	Pricing in the market for anticancer drugs	2015	305	Article
30	Kremer S.; Bick A.; Nautz D.	Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis	2013	302	Article

Ainda nessa seção encontram-se 3 figuras. A primeira delas é a Figura 2.1, representando a quantidade de documentos por ano. Observa-se o crescimento exponencial no número de publicações a partir da década de 90, havendo uma estabilidade no início da pandemia. Após isso, ou seja, após a liberação e redução das restrições de confinamento da pandemia, houve um crescimento no número de documentos por ano. O dado do último ano está baixo porque o ano não está completo.

Figura 2.1: Quantidade de documentos por ano



Fonte: Elaboração própria

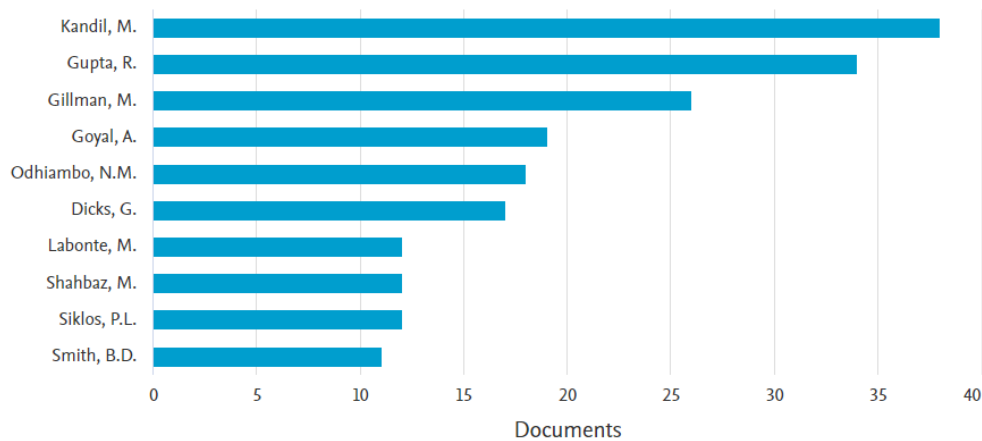
A Figura 2.2 mostra a quantidade de documentos por autor e a Figura 2.3 o número de

documentos, artigos ou livros, produzidos por país.

Figura 2.2: Quantidade de documentos por autor

Documents by author

Compare the document counts for up to 15 authors.



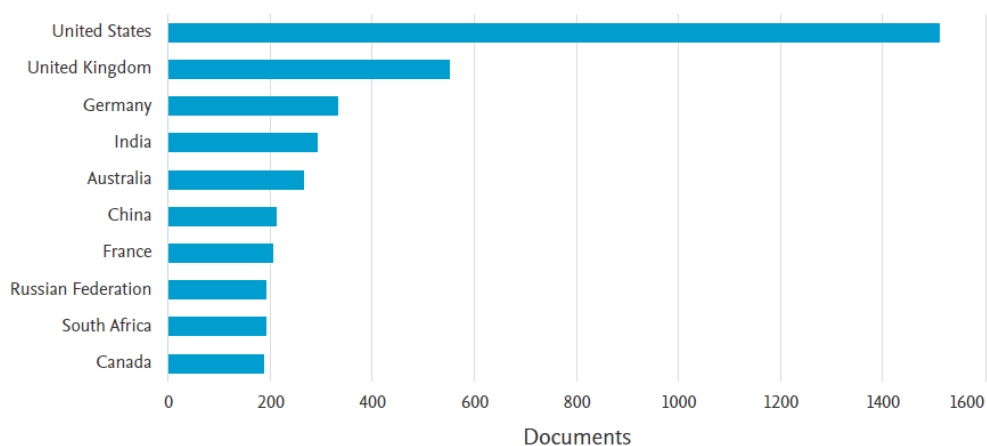
Fonte: Elaboração própria

A Figura 2.3 contém a relação de países ou território com maior quantidade de publicação. Em primeiro lugar está o Estados Unidos da América, com um número mais que o dobro maior que o segundo colocado, o Reino Unido. Em seguida, há um segundo grupo de países com destaque, são eles: Alemanha, Índia e Austrália. Para fechar o ranking contido no gráfico, os países ou territórios seguintes estão com um número próximo de documentos publicados, a saber: China, França, Rússia, África do Sul e Canadá.

Figura 2.3: Quantidade de documentos por país

Documents by country or territory

Compare the document counts for up to 15 countries/territories.



Fonte: Elaboração própria

2.3 Cointegração

A relação de cointegração entre inflação e crescimento econômico tem sido de interesse em pesquisas econômicas para testar se existe uma relação de longo prazo entre essas variáveis macroeconômicas. A cointegração é relevante neste contexto porque indica a existência de uma combinação linear estável entre séries temporais não estacionárias, indicando a existência de um equilíbrio de longo prazo.

Diversos testes de cointegração têm sido empregados com o intuito de examinar essa relação. O teste de Engle-Granger é uma abordagem frequentemente utilizada, a qual engloba a estimação de modelos corrigidos por erros (ECMs). Por meio dos ECMs, são considerados os vínculos de curto prazo por meio dos termos de correção de erros, e os vínculos de longo prazo por meio da cointegração das variáveis.

Outro teste amplamente utilizado é o teste de Johansen, que permite analisar a existência de múltiplas relações de cointegração em um sistema de equações. Este teste é mais flexível do que o teste de Engle-Granger porque não requer a especificação prévia de um modelo de correção de erros. (Johansen, 1988)[78]

Ao realizar testes de cointegração de inflação e crescimento econômico, é importante considerar outras variáveis relevantes que podem afetar a relação, como taxas de juros, política fiscal e características demográficas. Além disso, uma análise robusta deve ser realizada, levando em consideração o tamanho da amostra, a escolha adequada das variáveis instrumentais e a validação dos pressupostos estatísticos.

2.3.1 Toda Yamamoto

Os testes citados têm ramificações consideráveis na compreensão da conexão entre crescimento econômico e inflação. Uma correlação negativa entre esses fatores implica na possibilidade de um compromisso entre inflação e crescimento, o que significa que as políticas de controle da inflação podem ter consequências desfavoráveis para o crescimento econômico. Por outro lado, uma correlação positiva ou insignificante sugere que existem outros fatores que determinam o crescimento econômico que não dependem da inflação.

É importante destacar que utilizar testes de cointegração para examinar a correlação de longa data entre crescimento econômico e inflação é um método substancial e valioso. A correta compreensão e análise dos resultados desses testes podem proporcionar uma compreensão mais aprofundada das operações macroeconômicas e possibilitar a criação de políticas financeiras robustas.

O artigo intitulado "Inferência estatística para vetores autorregressivos com possíveis processos de conjunto" discute o tópico de inferência estatística em modelos vetoriais autorregressivos (VAR) com possíveis processos de conjunto. Os modelos VAR são amplamente utilizados para analisar a dinâmica de séries temporais multivariadas.

No contexto dos processos ensemble, as séries temporais exibem tendências não estacionárias, o que requer uma abordagem especial para estimar e inferir parâmetros. Nesse sentido, o estudo destaca a importância de se considerar a possibilidade de raiz unitária nas séries temporais. Este artigo fornece uma revisão abrangente da literatura existente sobre inferência estatística para modelos VAR de processo integrado. Os autores discutem diferentes métodos de estimação, como máxima verossimilhança, método dos momentos e mínimos quadrados generalizados, e suas propriedades assintóticas. Além disso, são abordadas questões relacionadas ao teste de hipóteses estatísticas, como testes de raiz unitária e testes de cointegração. Os autores também discutem a importância da escolha correta da ordem do modelo VAR e métodos de avaliação das especificações do modelo.

Este estudo oferece insights relevantes sobre as principais questões de inferência estatística em modelos VAR que envolvem possíveis processos de integração. Os resultados e métodos discutidos têm relevância tanto para pesquisadores como para profissionais que trabalham com

séries temporais multivariadas e buscam análises robustas e precisas por meio do uso de modelos VAR.

Além disso, este artigo proporciona uma análise aprofundada sobre o problema de inferência estatística em modelos VAR com possíveis processos de conjunto, explorando diferentes métodos de estimação, testes de hipóteses e questões relacionadas à especificação do modelo. Os resultados e métodos apresentados neste artigo são fundamentais para a compreensão e aplicação adequada desses modelos em um contexto empírico.

2.4 Metodologia

Para realizar o teste de causalidade de Toda-Yamamoto (Toda & Yamamoto, 1995)[134], é aplicado um teste da hipótese nula de que uma série temporal não causa de Granger outra série. Considera-se que uma série temporal X é uma causa de Granger de outra série temporal Y se os valores passados de X e Y preveem Y significativamente melhor do que os valores passados de Y sozinhos (Granger, 1969).

O conceito e o método de causalidade de Granger foram originalmente desenvolvidos para séries temporais estacionárias. A abordagem de Toda-Yamamoto supera alguns problemas que podem surgir ao testar séries não estacionárias, uma condição que leva ao risco de causalidade espúria (He, Maekawa, 2001)[70].

Toda e Yamamoto propõem que seu método é aplicável, independentemente de os VARs serem estacionários (em torno de uma tendência determinística), integradas de uma ordem arbitrária ou cointegradas de uma ordem arbitrária. Consequentemente, pode-se testar restrições lineares ou não lineares nos coeficientes estimando uma VAR em níveis e aplicando o critério de Wald, prestando pouca atenção às propriedades de integração e cointegração dos dados de séries temporais em questão (Toda & Yamamoto, 1995, pp. 245-246)[134].

O procedimento é o seguinte (também é claramente explicado no blog Econometrics Beat pelo professor Dave Giles):

"(...) podemos estimar VARs em níveis e testar restrições gerais nas matrizes de parâmetros, mesmo que os processos possam ser integrados ou cointegrados de uma ordem arbitrária; podemos aplicar o procedimento usual de seleção de defasagens (...) a uma VAR possivelmente integrada ou cointegrada (desde que a ordem de integração do processo não exceda o verdadeiro comprimento de defasagem do modelo). Tendo escolhido uma defasagem k , então estimamos uma VAR de ordem $(k + \text{equação})$, onde equação é a ordem máxima de integração que suspeitamos que possa ocorrer no processo. As matrizes de coeficientes dos vetores defasados da última equação no modelo são ignoradas (já que são consideradas como zeros), e podemos testar restrições lineares ou não lineares nos primeiros k matrizes de coeficientes usando a teoria assintótica padrão." (Toda & Yamamoto, 1995, p. 227)[134].

Um código em R para executar uma versão bivariada do teste de Toda-Yamamoto foi publicado por Christoph Pfeiffer[111] em seu site. Mais recentemente, Josephine Lukito compartilhou uma função em R para executar o método de Toda-Yamamoto para causalidade de Granger bidirecional no repositório público `ira_3media` para replicar resultados de seu artigo (Lukito, 2020)[90].

O código que será utilizado aqui é uma versão combinada e modificada do código compartilhado por Pfeiffer e Lukito. Ele cria um loop em R para aplicar o teste a um VAR multivariado (portanto, pode ser aplicado tanto a VARs bivariadas quanto multivariadas), usando a abordagem e as funções sugeridas por Pfeiffer. A função pode ser aplicada a qualquer modelo VAR e facilita e agiliza a execução da análise.

Em particular, a função inclui uma maneira automatizada de detectar a ordem máxima de integração que deve ser adicionada à defasagem k do modelo VAR original para estimar a VAR de ordem $(k + \text{equação})$ exigida pelo procedimento de Toda & Yamamoto (Toda & Yamamoto, 1995)[134]. Mais especificamente, a ordem de integração é testada usando a função `ndiffs` do pacote

forecast de Rob J. Hyndman. A função `ndiffs` usa um teste de raiz unitária para determinar o número de diferenças necessárias para tornar a série temporal x estacionária. O teste padrão é o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), mas também pode ser usado o teste aumentado de Dickey-Fuller (`test="adf"`) ou o teste de Phillips-Perron (`test="pp"`).

Além do pacote `forecast`, a função requer o pacote `vars`, para ajustar um modelo VAR aumentado com defasagens de equação, e o pacote `aod` para realizar o Teste de Wald ignorando as defasagens de equação conforme exigido pelo procedimento de Toda-Yamamoto.

O principal argumento da função é um modelo VAR ajustado com o pacote `vars` do R.

O teste de causalidade de Toda-Yamamoto é aplicado ao caso multivariado seguindo a equação para o procedimento de Granger direto com mais de duas variáveis, conforme relatado em Kirchgässner & Wolters (2007, p. 114)[9]:

$$y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{k_1} a_{11}^k y_{t-k} + \sum_{k=1}^{k_2} a_{12}^k x_{t-k} + u_t \quad (2.1)$$

A Equação 2.1 pode ser estendida para:

$$y_t = a_0 + \sum_{h=1}^{k_1} a_{11}^h y_{t-h} + \sum_{h=1}^{k_2} a_{12}^h x_{t-h} + \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^{k_{j+2}} \beta_j^k z_{j,t-k} + u_t \quad (2.2)$$

se testarmos relações causais de Granger simples, sendo equação os coeficientes das variáveis adicionais. Não importa se as variáveis adicionais são endógenas ou exógenas, pois apenas os valores defasados são considerados. Após determinar os números de defasagens equação, a equação pode ser estimada usando OLS. Assim como no caso bivariado, pode ser verificado por meio de um teste F se os coeficientes dos valores defasados de x são conjuntamente significativamente diferentes de zero. Trocando x e y na equação acima, pode-se testar se existe uma relação causal de Granger simples de y para x e/ou um feedback.

De acordo com a equação acima, quando existem equações de séries temporais adicionais, o teste é realizado controlando o efeito das séries da equação. Além disso, usando o procedimento de Toda-Yamamoto, os coeficientes dos valores defasados de X são testados excluindo as defasagens adicionais de equação e usando o Teste Qui-Quadrado de Wald em vez do teste F.

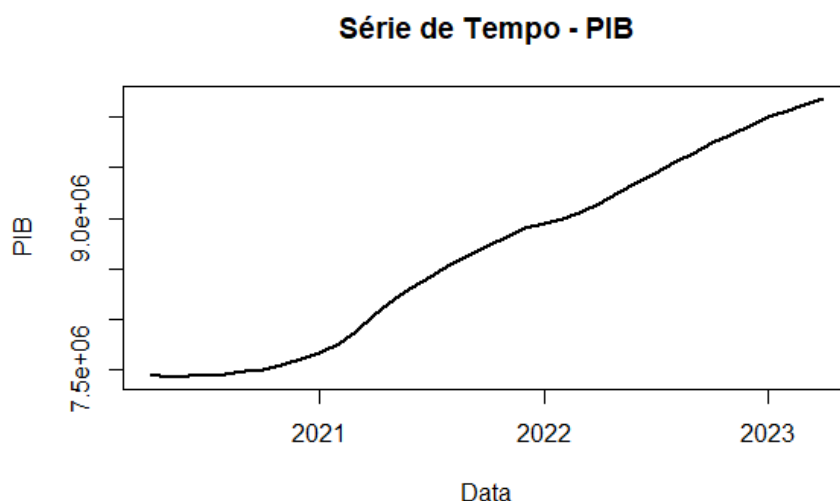
2.5 Dados

O presente estudo utilizou os dados do Produto Interno Bruto (PIB) acumulados nos últimos 12 meses, a baseia-se em uma série temporal mensal, abrangendo o período de abril de 2020 até abril de 2023. Os dados utilizados foram obtidos a partir do Banco Central do Brasil, por meio do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (Bacen Outras/SGS) e do IPEADATA. A unidade de medida adotada para o PIB é em R\$ (milhões), refletindo a magnitude das transações econômicas ocorridas no país. O PIB mensal é um indicador elaborado pelo Banco Central do Brasil (BCB) com o intuito de auxiliar no cálculo e na análise da relação entre os agregados econômicos mensais, tais como a dívida pública, o saldo em transações correntes e o saldo de crédito, em relação ao próprio PIB.

O valor acumulado dos últimos 12 meses representa a soma desses PIBs mensais calculados pelo Banco Central. É importante ressaltar que a estimativa do PIB mensal é obtida por meio da interpolação dos valores trimestrais já divulgados ou projetados, não sendo um cálculo baseado em informações primárias. Vale destacar que a frequência mensal do cálculo do PIB está relacionada à periodicidade em que diversas informações econômicas compiladas pelo Banco Central são atualizadas. Enquanto o PIB calculado oficialmente no Brasil pelo IBGE é divulgado trimestralmente, o Banco Central trabalha com dados mensais para realizar suas análises.

Para obter mais informações sobre o Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais (SGS) do Banco Central e a metodologia utilizada na elaboração do PIB mensal, recomenda-se a consulta aos recursos disponibilizados pelo Banco Central.

Figura 2.4: Produto Interno Bruto (PIB) acumulados nos últimos 12 meses



Fonte: Elaboração Própria

O presente estudo também utilizou o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), um indicador que mede a inflação de um conjunto de bens e serviços comercializados no varejo. O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por meio do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC). O dado foi obtido no IPEADATA.

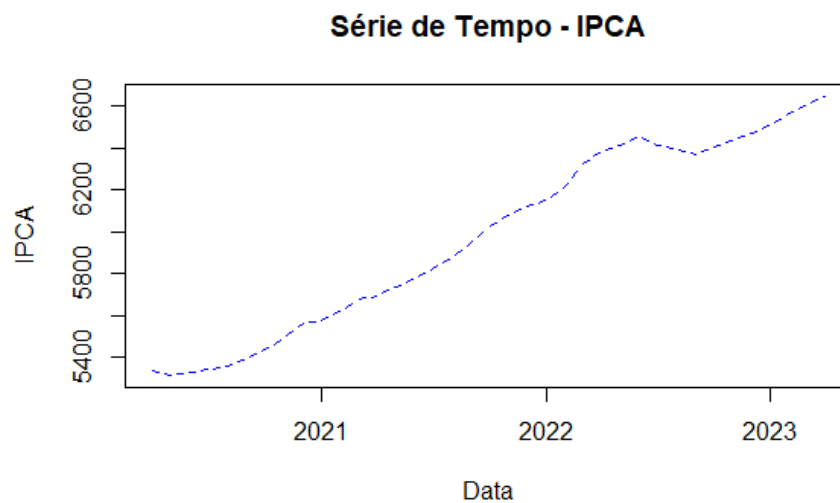
A frequência dos dados do IPCA é mensal, abrangendo o período de abril de 2020 até abril de 2023. A fonte desses dados é o IBGE, que utiliza o SNIPC para coletar informações sobre os preços de bens e serviços consumidos pelas famílias. O IPCA tem como objetivo refletir a variação de preços do consumo pessoal das famílias com rendimento entre 1 e 40 salários mínimos, abrangendo aproximadamente 90% das famílias residentes nas áreas urbanas.

O cálculo do IPCA é realizado a partir dos resultados dos índices regionais, utilizando uma média aritmética ponderada. A variável de ponderação é o Rendimento Familiar Monetário Disponível, obtido por meio da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). O IPCA é expresso como um número índice, representando as taxas de variação de preços do grupo de bens e serviços.

Destaca-se que, devido a uma peculiaridade, o índice de agosto de 1991 foi calculado como uma média geométrica dos valores observados em julho e setembro. Por essa razão, as taxas de variação apresentadas para agosto e setembro de 1991 são iguais.

Para obter mais informações sobre o IPCA, recomenda-se consultar os recursos disponibilizados pelo IBGE, como os indicadores e o Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor. Além disso, o livro "Contabilidade Social" de Feijó & Ramos, em sua 4ª edição revisada e ampliada, também pode ser uma fonte complementar de conhecimento.

Figura 2.5: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)



Fonte: Elaboração Própria

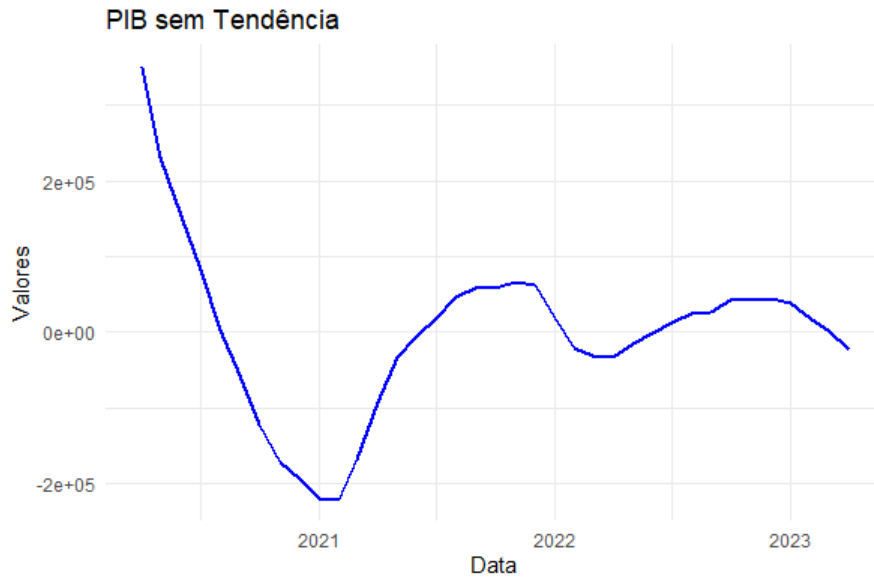
2.5.1 Análise de Tendência e Transformação Logarítmica em Séries Temporais

Esta seção teve como objetivo calcular a tendência e realizar a transformação logarítmica nas duas séries temporais, o Produto Interno Bruto (PIB) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A análise da tendência permite identificar os padrões de crescimento ou decrescimento das séries ao longo do tempo, enquanto a transformação logarítmica busca estabilizar a variância e reduzir a influência de valores extremos. O tratamento das séries é importante para torná-las estacionárias.

Para calcular a tendência, foi utilizada a técnica de mínimos quadrados ordinários (OLS) por meio da função `lm()` no R. As séries do PIB e IPCA foram ajustadas em relação à variável "data" usando o comando `residuals()` para obter os resíduos da regressão linear. Os resíduos representam a parte das séries que não está relacionada com a tendência linear, ou seja, a tendência foi removida das séries originais.

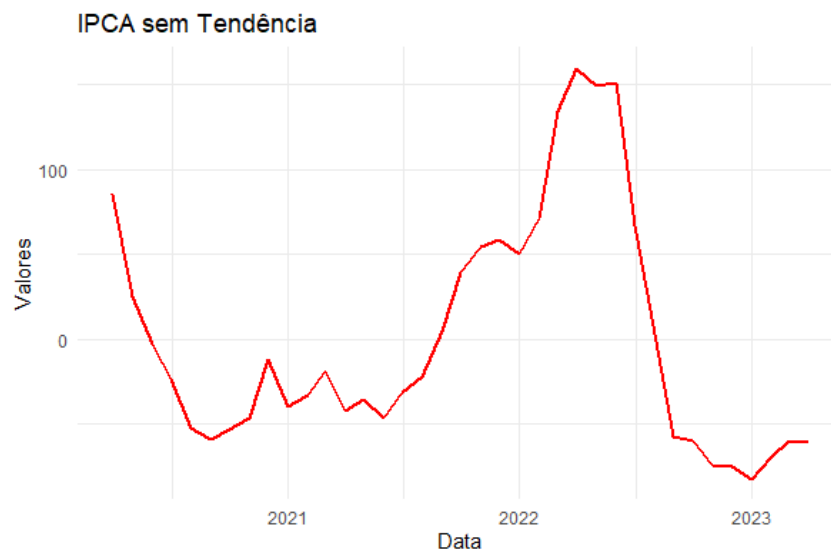
Após a remoção da tendência, foram criados gráficos separados para visualizar as séries do PIB e IPCA sem a tendência. O gráfico do PIB sem tendência foi plotado com uma linha azul, enquanto o gráfico do IPCA sem tendência foi plotado com uma linha vermelha. Esses gráficos fornecem uma representação visual das flutuações da série após a remoção da tendência, permitindo uma análise mais detalhada dessas variações ao longo do tempo.

Figura 2.6: PIB sem tendência



Fonte: Elaboração Própria

Figura 2.7: IPCA sem tendência



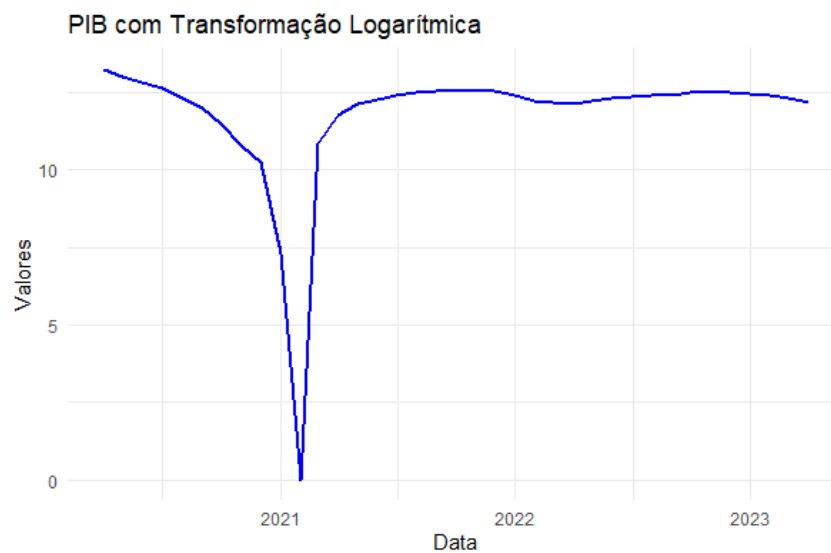
Fonte: Elaboração Própria

Além disso, foi realizada a transformação logarítmica nas séries do PIB e IPCA para estabilizar a variância e reduzir a influência de valores extremos. Antes da transformação, foi necessário ajustar um deslocamento (offset) para evitar a obtenção de valores negativos ou nulos. O deslocamento foi calculado como o valor absoluto mínimo dos resíduos, acrescido de 1. Em seguida, a função 'log()' foi aplicada às séries com o deslocamento adicionado, resultando nas séries logarítmicas, $y = \log(x)$.

Em resumo, a remoção da tendência permitiu isolar as flutuações de curto prazo das séries,

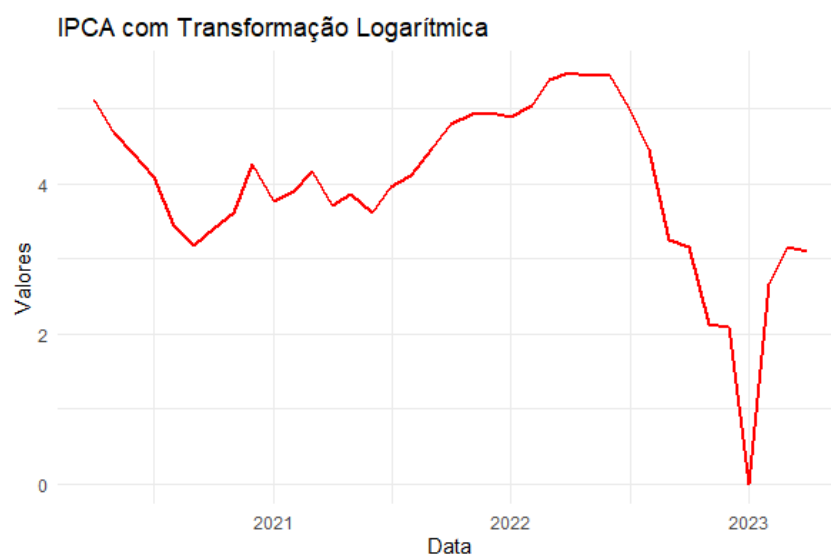
enquanto a transformação logarítmica estabilizou a variância e reduziu a influência de valores extremos. É importante mencionar que as escolhas de técnicas e transformações devem ser fundamentadas em teoria econômica e considerar o contexto específico do estudo. Além disso, outras análises, como decomposição sazonal e testes de estacionariedade, podem complementar a análise das séries temporais, fornecendo uma compreensão mais abrangente dos dados.

Figura 2.8: PIB com transformação logarítmica



Fonte: Elaboração Própria

Figura 2.9: IPCA com transformação logarítmica



Fonte: Elaboração Própria

2.6 Resultados dos testes estatísticos

Nesta seção do estudo, abordamos uma série de análises estatísticas para investigar a relação entre o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) e o PIB (Produto Interno Bruto). Iniciamos com testes estatísticos para verificar a estacionariedade das séries, seguido pela estimativa de um modelo de vetor autoregressivo com a defasagem adequada. Em seguida, utilizamos os testes de causalidade de Granger, tanto o teste de Wald quanto o teste de Toda-Yamamoto, para investigar a presença de uma relação causal entre as variáveis. Essas análises fornecem insights importantes sobre a dinâmica econômica entre o IPCA e o PIB e contribuem para uma compreensão mais aprofundada das relações entre essas variáveis macroeconômicas.

2.6.1 Testes estatísticos

Tabela 2.2: Testes de Raiz Unitária para as Séries Logaritmizadas

Série	Teste	Estatística	Valor-p	1%	5%	10%
<i>log_pib</i>	ADF	-2.7855	0.2669	-3.4321	-2.8625	-2.5673
<i>log_ipca</i>	ADF	-2.3374	0.4416	-3.4321	-2.8625	-2.5673
<i>log_pib</i>	KPSS	0.17893	0.1	-	-	-
<i>log_ipca</i>	KPSS	0.20525	0.1	-	-	-
<i>diff(log_pib, 1)</i>	ADF	-3.5943	0.0474	-3.4321	-2.8625	-2.5673
<i>diff(log_ipca, 1)</i>	ADF	-2.3387	0.4414	-3.4321	-2.8625	-2.5673
<i>diff(log_pib, 1)</i>	KPSS	0.072323	0.1	-	-	-
<i>diff(log_ipca, 1)</i>	KPSS	0.082539	0.1	-	-	-

Fonte: Elaboração própria

Esta subseção teve como objetivo analisar a estacionariedade das séries logarítmicas do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e do Produto Interno Bruto (PIB). A estacionariedade é uma propriedade fundamental das séries temporais que desempenha um papel importante na modelagem e previsão desses dados.

Para realizar a análise, foram aplicados testes estatísticos de raiz unitária, como o Teste Aumentado Dickey-Fuller (ADF) e o Teste KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). Esses testes são amplamente utilizados para verificar a presença de tendências e raízes unitárias em séries temporais.

Os resultados dos testes ADF para as séries logarítmicas do IPCA e do PIB indicaram que ambas as séries são estacionárias. Os valores dos testes ADF foram de -2.3374 para o IPCA e de -2.7855 para o PIB, com valores-p de 0.4416 e 0.2669, respectivamente. Com base nos níveis de significância convencionais, não podemos rejeitar a hipótese nula de que as séries possuem raiz unitária, indicando a presença de estacionariedade.

Os resultados dos testes KPSS para as séries logarítmicas do IPCA e do PIB mostraram que ambas as séries apresentaram valores-p maiores que o valor crítico de 0.1. Isso indica que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de estacionariedade das séries.

Adicionalmente, os testes ADF e KPSS foram aplicados às primeiras diferenças das séries logarítmicas. Os resultados mostraram que as primeiras diferenças das séries logarítmicas do IPCA e do PIB também são estacionárias. Os valores dos testes ADF foram de -2.3387 para o IPCA e de -3.5943 para o PIB, com valores-p de 0.4414 e 0.0474, respectivamente. Os testes KPSS apresentaram valores-p maiores que o valor crítico de 0.1, indicando estacionariedade das primeiras diferenças das séries.

Em resumo, os resultados sugerem que a transformação logarítmica foi eficaz para tornar as séries do IPCA e do PIB estacionárias. A estacionariedade das séries é um pressuposto importante para a aplicação de modelos estatísticos e econômicos, possibilitando uma análise mais precisa e confiável das flutuações e tendências presentes nesses indicadores macroeconômicos.

É importante ressaltar que a escolha da transformação logarítmica e a interpretação dos resultados devem ser realizadas com cautela, considerando-se o contexto específico do estudo e a teoria econômica subjacente. Além disso, outras análises e técnicas estatísticas podem ser exploradas para uma compreensão mais aprofundada dessas séries temporais.

2.6.2 Vetor Autoregressivo

Tabela 2.3: Tabela de Valores para seleção de ordem do VAR

	1	2	3	4	5	6	7
AIC(n)	-5.19	-5.88	-6.02	-6.07	-7.87	-10.86	-47.52
HQ(n)	-5.15	-5.83	-5.94	-5.97	-7.76	-10.72	-47.36
SC(n)	-4.79	-5.30	-5.23	-5.09	-6.70	-9.49	-45.95
FPE(n)	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Fonte: Elaboração própria

Com base nos resultados apresentados, a escolha da defasagem mais adequada depende dos critérios utilizados para avaliar o desempenho dos modelos. No caso dos critérios AIC(n), HQ(n), SC(n) e FPE(n), é possível observar que os valores diminuem à medida que a defasagem aumenta.

No entanto, é importante mencionar que a partir da defasagem 7, os valores dos critérios tornam-se indefinidos (Inf), indicando que o modelo com essa defasagem não é adequado. Portanto, considerando apenas os resultados apresentados, a defasagem mais apropriada seria aquela que corresponde à defasagem 6, pois apresenta os menores valores para os critérios.

Entretanto, é importante ressaltar que a escolha da defasagem ideal não deve se basear apenas nos critérios apresentados, mas também deve levar em consideração outros fatores, como o conhecimento teórico do problema, a interpretação dos resultados, a estabilidade do modelo e a análise de diagnóstico dos resíduos. Portanto, é recomendável realizar uma análise mais aprofundada e considerar esses fatores adicionais antes de decidir pela defasagem final a ser escolhida.

Tabela 2.4: Teste de Portmanteau (assintótico)

Dados	Resíduos do VAR 6 lags
Qui-quadrado	20.461
Graus de liberdade	40
Valor-p	0.9956

Fonte: Elaboração própria

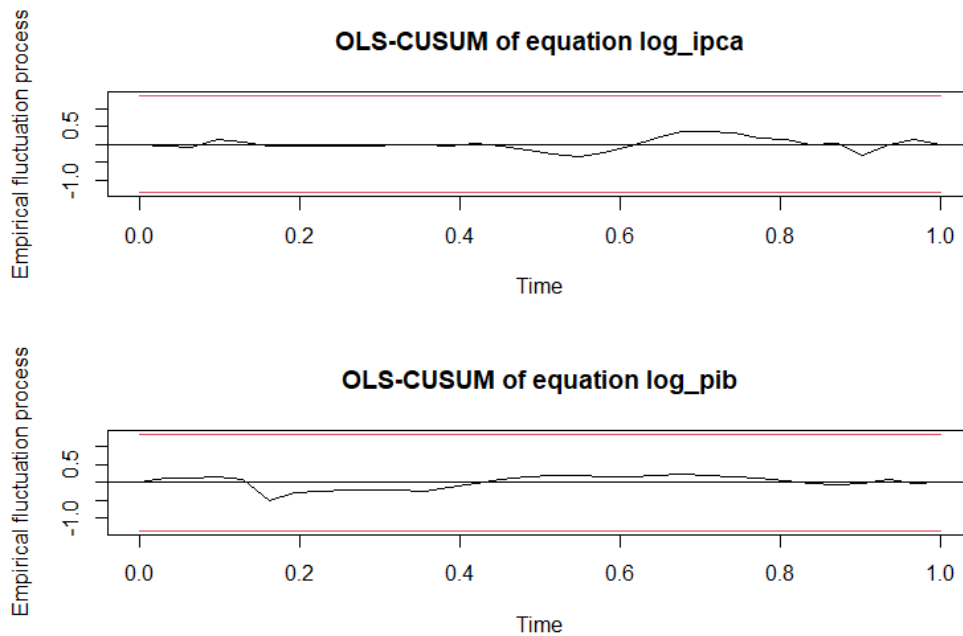
Foi realizada uma análise VAR-Model com uma defasagem (lag) de 6 para os dados. A estabilidade do modelo foi avaliada utilizando o teste serial.

O teste serial de Portmanteau (asintótico) foi aplicado aos resíduos do modelo VAR (V6). Os resultados indicam que a estatística qui-quadrado calculada foi de 20.461, com um grau de liberdade de 40 e um valor-p de 0.9956. Com base nesses resultados, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de que os resíduos são independentes, sugerindo que o modelo é estável.

Além disso, foi verificado que todos os valores próprios (eigenvalues) calculados a partir dos resíduos são maiores que 1. Especificamente, o valor próprio (eigenvalue) correspondente ao

segundo elemento é de 0.9060745. Isso indica que o modelo VAR é estável, pois todos os valores próprios são maiores que 1.

Figura 2.10



Fonte: Elaboração própria

Na análise alternativa de estabilidade, observamos que as raízes do polinômio característico do modelo VAR estão próximas ao centro. Os valores das raízes são os seguintes: 1.104, 1.104, 1.012, 0.9995, 0.9995, 0.8541, 0.8541, 0.7457, 0.7457, 0.6874, 0.6874 e 0.1222.

Quando as raízes estão próximas ao centro (próximas de 1), indica que o modelo VAR pode estar operando em uma região de instabilidade. Essa situação é preocupante, pois implica que pequenas perturbações podem ter efeitos significativos e imprevisíveis nas variáveis endógenas do modelo.

É importante ressaltar que a estabilidade do modelo VAR é fundamental para garantir que as estimativas dos coeficientes sejam confiáveis e que as previsões geradas pelo modelo sejam precisas. Portanto, diante dessa análise que indica a proximidade das raízes ao centro, é necessário realizar uma investigação mais aprofundada para identificar as possíveis causas dessa instabilidade e buscar soluções adequadas.

Uma possível abordagem para lidar com a instabilidade é reespecificar o modelo, considerando diferentes ordens de defasagem ou incluindo variáveis adicionais que possam ajudar a capturar as relações entre as variáveis endógenas de forma mais precisa.

Em resumo, a análise alternativa de estabilidade indica que o modelo VAR pode estar operando em uma região de instabilidade devido à proximidade das raízes do polinômio característico ao centro. Isso requer uma investigação mais aprofundada e possíveis ajustes no modelo para garantir resultados confiáveis e interpretações corretas das relações entre as variáveis.

Portanto, com base nessas análises, pode-se concluir que o modelo VAR com uma defasagem de 6 e o conjunto de dados parece ser estável e apropriado para a análise dos dados em questão.

2.6.3 Causalidade de Granger entre IPCA e PIB utilizando o teste de Wald

A causalidade de Granger é um conceito estatístico amplamente utilizado para determinar se uma variável é capaz de prever outra variável em um modelo econométrico. Neste contexto, iremos investigar a relação de causalidade entre IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) e PIB (Produto Interno Bruto), utilizando o teste de Wald. O objetivo é verificar se uma variável Granger-causa a outra.

Para realizar a análise de causalidade de Granger, utilizamos um modelo VAR (Vector Autoregression) com 6 defasagens ($\text{lag}=6$), denominado V6. O teste de Wald é aplicado para testar a hipótese nula de que IPCA não causa PIB e vice-versa. Inicialmente, realizamos o teste de Wald para verificar se IPCA Granger-causa PIB. O valor do qui-quadrado calculado (X^2) é igual a 6.6, com 6 graus de liberdade, e o valor-p correspondente é de 0.36. Como o valor-p é superior ao nível de significância comumente adotado (0.05), não rejeitamos a hipótese nula. Portanto, não há evidências suficientes para afirmar que IPCA Granger-causa PIB.

Em seguida, realizamos o teste de Wald para verificar se PIB Granger-causa IPCA. O valor do qui-quadrado calculado (X^2) é igual a 2.7, com 6 graus de liberdade, e o valor-p correspondente é de 0.84. Novamente, o valor-p é superior ao nível de significância, não rejeitando a hipótese nula. Isso indica que não há evidências suficientes para afirmar que PIB Granger-causa IPCA. Com base nos resultados do teste de Wald, não encontramos evidências de causalidade de Granger entre IPCA e PIB. Isso significa que as variações passadas de IPCA não conseguem prever o comportamento futuro de PIB, e vice-versa. Essa falta de causalidade pode indicar que as variáveis estão apenas correlacionadas, mas não há uma relação de causa e efeito entre elas.

Esses resultados têm implicações importantes para a compreensão da dinâmica econômica entre IPCA e PIB. A ausência de causalidade de Granger sugere que outros fatores ou variáveis não incluídas no modelo podem ser responsáveis por influenciar o comportamento dessas variáveis. Portanto, é essencial considerar outras variáveis relevantes e realizar uma análise mais abrangente para entender completamente a relação entre IPCA e PIB. Com base na análise de causalidade de Granger utilizando o teste de Wald, não encontramos evidências de que IPCA Granger-cause PIB, nem que PIB Granger-cause IPCA. Esses resultados destacam a importância de considerar outros fatores e variáveis para entender a dinâmica econômica entre IPCA e PIB de maneira mais abrangente. Estudos futuros podem explorar outras metodologias e incluir variáveis adicionais para obter uma visão mais completa e precisa da relação entre essas importantes variáveis econômicas.

2.6.4 Causalidade de Granger entre IPCA e PIB utilizando o teste de Toda Yamamoto

A causalidade de Granger é uma abordagem estatística que busca determinar se uma variável pode ser usada para prever outra variável em um modelo econométrico. Neste contexto, iremos analisar a relação de causalidade entre o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) e o PIB (Produto Interno Bruto) utilizando o teste de Toda-Yamamoto. O objetivo é investigar se uma variável Granger-causa a outra.

Utilizamos o teste de Toda-Yamamoto para realizar a análise de causalidade de Granger. Os resultados foram obtidos a partir da aplicação do teste utilizando o modelo VAR (Vector Autoregression) chamado V6, que possui 6 defasagens ($\text{lag}=6$). Foram consideradas as seguintes hipóteses: a) IPCA não causa PIB e b) PIB não causa IPCA.

Os resultados do teste de Toda-Yamamoto indicam o seguinte: Para a hipótese de IPCA não causar PIB, o valor do qui-quadrado calculado (chisq) é igual a 6.62539, com um valor-p correspondente de 0.3568833. Como o valor-p é maior do que o nível de significância usualmente adotado (0.05), não temos evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula. Portanto, não podemos afirmar que IPCA Granger-causa PIB. Para a hipótese de PIB não causar IPCA, o valor do qui-quadrado calculado (chisq) é igual a 2.72875, com um valor-p correspondente de 0.8420399. Novamente, o valor-p é maior do que o nível de significância, não permitindo a rejeição da hipótese

nula. Assim, não temos evidências suficientes para afirmar que PIB Granger-cause IPCA.

Com base nos resultados obtidos pelo teste de Toda-Yamamoto, não encontramos evidências de causalidade de Granger entre IPCA e PIB para o período analisado. Isso significa que as variações passadas do IPCA não são capazes de prever o comportamento futuro do PIB, e vice-versa. Essa falta de causalidade sugere que as variáveis estão correlacionadas, mas não há uma relação de causa e efeito entre elas.

Esses resultados têm implicações importantes para a compreensão da dinâmica econômica entre IPCA e PIB. A ausência de causalidade de Granger indica que outras variáveis não incluídas no modelo podem ser responsáveis por influenciar o comportamento dessas variáveis. Portanto, é essencial considerar outras variáveis relevantes e realizar análises mais abrangentes para obter uma compreensão completa da relação entre IPCA e PIB.

2.7 Conclusão

A análise da relação entre inflação e crescimento econômico de forma econométrica requer o uso de modelos que considerem múltiplas variáveis e testes estatísticos para verificar a causalidade. A regressão linear simples não é adequada para esse propósito, uma vez que assume uma relação linear entre as variáveis e ignora outros fatores relevantes. Além disso, esses modelos podem enfrentar problemas como multicolinearidade, heterocedasticidade e endogeneidade. Uma abordagem mais apropriada é a utilização de modelos econométricos sofisticados, como os modelos de séries temporais e modelos VAR (vetor autorregressivo), que permitem a análise de relações não lineares entre variáveis e incorporam outros fatores econômicos. Além deles, outros modelos teóricos bastante utilizados são os modelos DSGE (equilíbrio geral dinâmico e estocástico), que podem analisar relações causais entre variáveis e simular diferentes cenários econômicos, levando em conta as expectativas dos agentes econômicos.

Podemos concluir que o objetivo do trabalho foi estudar a relação entre inflação e crescimento econômico após o início da pandemia da COVID-19, utilizando o teste de causalidade Toda-Yamamoto. A relação entre inflação e crescimento econômico é um tema de pesquisa e debate na academia, especialmente no contexto brasileiro, onde a economia tem enfrentado altos índices de inflação e baixo crescimento econômico ao longo da história.

Durante a pandemia, diversas medidas foram adotadas para minimizar o impacto da redução da atividade econômica, como redução de jornadas e salários, trabalho remoto e linhas de crédito para empresas. Além disso, políticas de renda, como o auxílio emergencial, foram implementadas para ajudar os trabalhadores informais e microempreendedores. Essas ações buscaram impulsionar a retomada da atividade econômica, que ocorreu entre agosto de 2020 e 2021.

No entanto, as reformas econômicas propostas pelo governo visam promover um crescimento econômico mais sustentável e eficaz. Entre as reformas propostas estão a abertura econômica, privatizações, reforma tributária, redução da burocracia, entre outras. Essas reformas são necessárias para lidar com a alta dívida pública e melhorar as perspectivas de inflação, taxa de juros e câmbio.

No contexto específico do estudo e no período selecionado, o teste de causalidade de Toda-Yamamoto foi aplicado para investigar a relação de causalidade entre o IPCA e o PIB. Os resultados do teste indicaram que não há evidências suficientes para afirmar que o IPCA Granger-cause o PIB, nem que o PIB Granger-cause o IPCA. Isso sugere que as variações passadas dessas variáveis não são capazes de prever o comportamento futuro uma da outra.

Essa falta de causalidade de Granger entre o IPCA e o PIB pode indicar que outras variáveis não incluídas no modelo podem ser responsáveis por influenciar o comportamento dessas variáveis. Portanto, é importante considerar outros fatores e variáveis relevantes ao analisar a relação entre inflação e crescimento econômico de maneira mais abrangente.



3. Política Monetária e Taxa de Câmbio

O efeito dos mecanismos de transmissão da política monetária sobre a taxa de câmbio: O caso brasileiro entre 2011 e 2020

André Luis Brown de Carvalho
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

A taxa de juros é uma variável chave na macroeconomia e afeta variáveis reais como: o PIB, o consumo, o investimento e o comércio internacional. A taxa de juros afeta a inflação bem como a oferta de moeda e pode ter implicações para a política fiscal e dívida pública. A taxa de juros básica é um instrumento importante da política monetária, utilizada pelo Banco Central para influenciar a economia e alcançar seus objetivos de estabilidade de preços, crescimento econômico e pleno emprego, sendo essa política geralmente implementada pelos Bancos Centrais por meio de alterações nas taxas de juros, que afetam o custo de oportunidade da moeda e, por sua vez, impactando diretamente a atividade econômica. Os mecanismos de transmissão da política monetária podem ter efeitos significativos sobre a taxa de câmbio de um país.

3.1 Introdução

Ao longo do desenvolvimento da ciência econômica, o consenso estabelecido é que os principais objetivos das políticas macroeconômicas são: (i) o emprego dos fatores de produção; (ii) o controle da inflação; (iii) o crescimento econômico; e (iv) o desenvolvimento econômico. Para isto, as economias possuem, entre outras possibilidades, 4 (quatro) políticas macroeconômicas para o atingimento deste resultado, quais sejam: (a) política monetária; (b) política fiscal; (c) política comercial ou cambial; e (d) política de rendas.

No que se refere especificamente à aplicação da política monetária que controla, entre outras variáveis, a disponibilidade de meios de pagamentos na economia por meio de operações de open market, redescontos e depósitos compulsórios, de modo que as taxas básicas de juros da economia brasileira, a SELIC e o DI se configuram como parâmetros importantes no acompanhamento da execução da política monetária (Luporini, 2008 e Égert, 2007)[53, 91].

Entretanto, a forma como a política monetária afeta o ambiente econômico ou, conforme aponta o Banco Central (2009), os mecanismos de transmissão da política monetária, ou seja, a forma como ela se propaga e a intensidade de cada um desses canais variam de acordo com as características de cada economia, sendo importante frisar que os canais tradicionais de transmissão ocorrem pelas variáveis taxas de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, créditos e expectativas.

Assim, os efeitos da política monetária sobre afetam, conforme aponta o Banco Central (2009)[39], diretamente os níveis de poupança, de investimentos, os gastos das famílias e firmas, impactando, diretamente, a demanda agregada e a taxa de inflação, por consequência, sendo muito importante, para o caso brasileiro, investigar os canais de transmissão da política monetária e sua intensidade.

Especificamente, no presente trabalho, busca-se analisar o efeito dos mecanismos de transmissão da política monetária sobre a taxa de câmbio no Brasil, entre 2011 e 2020, de modo que se possa avaliar a efetividade da política monetária, seu tempo de maturação e o impacto gerado. Assim, o presente trabalho se dividirá nas seguintes seções, além desta introdução, metodologia, bibliometria, referencial teórico, aplicação do modelo proposto ao caso brasileiro entre os anos de 2011 e 2020, e a bibliografia.

3.2 Metodologia

Para a avaliação da evolução do efeito dos mecanismos de transmissão da política monetária sobre a taxa de câmbio no Brasil, entre 2011 e 2020, de modo que se possa avaliar a efetividade da política monetária, seu tempo de maturação e o impacto gerado, o presente trabalho irá realizar um levantamento bibliográfico utilizando a metodologia intitulada “Bibliometria”, metodologia esta que vem sendo amplamente utilizada nos mais diversos campos da ciência, conforme Sangalli e Kauchakje (2020)[123].

Após o estudo bibliométrico, será escolhida a abordagem para avaliação empírica, por meio de estudo econométrico e posterior aplicação prática para os dados brasileiros entre os anos de 2011 e 2020 na tentativa de avaliar mecanismos de transmissão da política monetária sobre a taxa de câmbio no Brasil, entre 2011 e 2020, conforme será apresentado nas próximas seções deste trabalho.

Sendo assim, o presente trabalho se classifica como uma pesquisa descritiva uma vez que são levantados dados sobre o comportamento de agregados macroeconômicos, sendo classificada também como quantitativa dado os recursos estatísticos que serão utilizados. Além disso, o presente trabalho pode ser classificado como bibliográfico dado que pretende realizar estudo bibliométrico para o levantamento das principais fontes teóricas que subsidiarão o presente estudo, além e ser tratar de um experimento onde serão aplicados.

3.3 Bibliometria

No que se refere especificamente à bibliometria, Guedes e Borschiver (2005)[68] explicam que a metodologia se refere a um conjunto de leis e princípios utilizados de forma empírica para que seja possível contribuir com o levantamento de dados sobre a produção científica e sua devida veiculação por meio da contagem das informações contidas nas revistas e artigos científicos, entre outros, a parti de 1922.

Guedes e Borschiver (2005)[68] apontam que são 3 (três) as leis bibliométricas, quais sejam: (I) Lei de Bradford [Samuel Clement Bradford (1878-1948)], que quantifica a produtividade dos periódicos, estimando, desta forma, o grau de relevância de determinado periódico em determinado campo de pesquisa; (II) Lei de Lotka [Alfred J. Lotka (1880-1949)], quantifica a produtividade científica dos autores, identificando quais pesquisadores, teoricamente, possuem maior relevância na produção científica de sua área de pesquisa; e (III) Lei de Zipf [George Kingsley Zipf (1902-1950)], que quantifica a frequência das palavras, estimando a concentração de palavras-chave.

Moreira et al, (2020)[99] discorrem sobre os diversos softwares disponíveis para o levantamento e tratamento dos dados oriundos da bibliometria, fazendo um comparativo entre a utilização do 4 (quatro) principais, quais sejam: (i) Biblioshiny; (ii) CiteSpace; (iii) Publish or Perish; e (iv) VOSViewer, uma vez que os 4 (quatro) softwares, segundo os autores, atendem a 3 (três) critérios, quais sejam: (a) versão recente; (b) interface gráfica; e (c) utilização livre.

Apesar da comparação não ser uma tarefa trivial, Moreira et al (2020)[99] apontam que a interface gráfica Biblioshiny, do pacote R Bibliometrix se constitui a ferramenta mais completa enquanto o VOSViewer apresentou uma interface gráfica mais limpa e simples. Já o Publish or

Perish apresentou uma integração com o Google Acadêmico enquanto Cite Space se destacou pela quantidade de parâmetros e personalização de seus mapas.

Desta forma, de modo a obter o melhor resultado no exercício bibliométrico a que se pretende conduzir no presente trabalho, será utilizado o software Biblioshiny, do pacote Bibliometrix do R Project. Para isto, será realizado levantamento descritivo sobre o desenvolvimento da produção científica na área de macroeconomia, com destaque para os campos do crescimento econômico e dívida pública, por meio da coleta de dados secundários diretamente no Portal de Periódicos da CAPES - Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior que fornece acesso a base de dados Web of Science.

Conforme apontado anteriormente, é objetivo do presente trabalho a aplicação de exercício bibliométrico no que se refere à produção científica em torno dos temas dívida pública e crescimento econômico no período entre 2010 e 2021. Sendo assim, foram levantados em pesquisa, a partir do Portal de Periódicos da CAPES, em sua lista de bases que, conforme consta no sítio eletrônico da CAPES (2022), *in verbis*:

As bases de dados reúnem diversos tipos de conteúdo científico, sejam artigos, resumos, referências, estatísticas, teses, dissertações, material audiovisual, dentre outros. A pesquisa por bases permite a consulta de três formas: por título, por área do conhecimento ou avançada, na qual é possível combinar algumas informações. Na primeira opção, busca por título, é possível localizar uma base de dados pelo nome, letra inicial ou verificar a lista completa. Caso a consulta seja feita por área do conhecimento, são relacionadas as subáreas e a quantidade de bases disponíveis em cada uma. A busca avançada permite associar campos como editor responsável, tipo de conteúdo, bases nacionais ou de acesso gratuito. (CAPES, 2022)

Assim, utilizando os termos “Política Monetária”, “Taxa de Câmbio”; e “Credibilidade do Banco Central” diretamente na base de dados da Web of Science com os seguintes filtros: (a) acesso aberto, de modo que se possa ter acesso ao conteúdo produzido; (b) foram considerados apenas artigos como tipologia dos documentos; (c) economia foi a categoria dos artigos pesquisadas na base do Web of Science; e (d) o intervalo de tempo utilizado foi entre 2011 e 2020, conforme apontado anteriormente.

Diante disso, após a aplicação dos filtros descritos foi possível identificar 34 (trinta e quatro) artigos de 65 (sessenta e cinco) autores, com no período, conforme pode ser observado na Figura 3.1 a seguir:

Tabela 3.1: Principais Informações Sobre os Dados

Descrição	Resultados
Principais Informações Sobre os Dados	
Intervalo de Tempo (Anos)	2011:2020
Fontes (Periódicos, livros, etc)	26
Documentos	34
Taxa de Crescimento Anual %	3,81
Idade Média dos Documentos	6,15
Média de Citações por Documento	6,059
Referências	1.352
Conteúdo Dos Documentos	
Palavras-Chave (ID)	126
Palavras-Chave do Autor (DE)	104
Autores	
Autores	65
Autores de Documentos de Autoria Única	11
Colaboração Dos Autores	
Documentos de Autoria Única	11
Coautores por Documento	2,03
% de Autorias Internacionais	20,59
Tipos De Documento	
Artigos	34

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Ao todo, os documentos contam com mais de 100 (cem) palavras-chave e mais de 60 (sessenta) autores ao longo de quase uma década estudada, sendo interessante apontar que, em média, os artigos contam com 2,03 autores enquanto em 50,59% deles, foram produzidos com parcerias internacionais.

Assim, retomando o que foi dito anteriormente sobre as 3 (três) leis fundamentais da bibliometria, quais sejam: (I) Lei de Bradford [Samuel Clement Bradford (1878-1948)], que quantifica a produtividade dos periódicos, estimando, desta forma, o grau de relevância de determinado periódico em determinado campo de pesquisa; (II) Lei de Lotka [Alfred J. Lotka (1880-1949)], que quantifica a produtividade científica dos autores, identificando quais pesquisadores, teoricamente, possuem maior relevância na produção científica de sua área de pesquisa; e (III) Lei de Zipf [George Kingsley Zipf (1902-1950)], que quantifica a frequência das palavras, estimando a concentração de palavras-chave.

Desta forma, as subseções a seguir irão explorar a aplicabilidade das 3 (três) leis fundamentais da bibliometria no conjunto de dados levantados.

3.3.1 Lei de Bradford

Conforme apontado por Rodrigues e Vieira (2016)[119], a Lei de Bradford quantifica a produtividade dos periódicos, calculando o grau de relevância da produção científica uma vez que muitos

periódicos produzem pouco material científico (supostamente de baixa qualidade) enquanto poucos produzem muito (supostamente de alta qualidade).

A chave para o funcionamento da Lei de Bradford é, segundo Rodrigues e Vieira (2016, pg. 4), *in verbis*:

O enunciado da Lei de Bradford mostra que se uma grande coleção de periódicos for disposta em ordem decrescente de produtividade de artigos de um determinado assunto, pode-se identificar um cluster central de títulos que tratam essencialmente dessa temática e outros clusters que incluem o mesmo número de artigos do cluster central detentor do maior número de títulos. Assim, para a determinação dos clusters dos títulos produtivos, o total de artigos deve ser somado e dividido por três; dessa forma, em uma lista decrescente de produtividade dos títulos, aparecem três clusters, cada um contendo 1/3 do total de artigos relevantes. O primeiro cluster (central) contém um reduzido número de periódicos altamente produtivos; o segundo contém um número maior de periódicos menos produtivos; e o terceiro inclui um número maior de periódicos com menor produtividade. (RODRIGUES E VIEIRA, 2016, p. 4)[119]

Desta forma, aplicando ao conjunto de dados a Lei de Bradford com o apoio do pacote Bibliometrix do software R conforme a Figura 3.2 a seguir:

que o Periódico “Applied Economics” figura como o mais frequente em termos de citações.

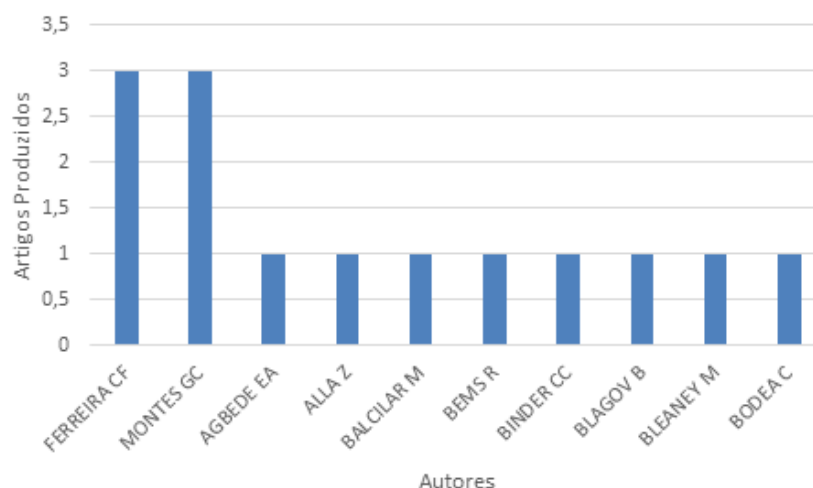
3.3.2 Lei de Lotka

Conforme apontado por Rodrigues e Vieira (2016)[119], enquanto a lei de Bradford se concentra na relevância dos periódicos, a Lei de Lotka se concentra na produtividade dos autores verificando a contribuição deles para a disseminação do conhecimento em sua área de estudos. Segundo Rodrigues e Vieira (2016, p. 3)[119], *in verbis*:

Lotka (1926) formulou os princípios da lei do quadrado inverso, expondo que a quantidade de autores que produzem n contribuições em um determinado campo científico é aproximadamente $1/n^2$ daqueles que geram apenas uma contribuição e que a proporção daqueles que geram uma única contribuição é em torno de 60%. Tal lei foi aperfeiçoada por Price, por meio de estudos realizados entre 1965 e 1971, o qual concluiu que $1/3$ da literatura é produzida por menos de $1/10$ dos autores mais produtivos (média de 3,5 documentos/autor) e que 60% dos autores produzem um único documento. (RODRIGUES E VIEIRA, 2016, p. 3)[119]

Sendo assim, busca-se agora avaliar quem são os autores mais relevantes que tratam dos temas “crescimento econômico” e “dívida pública” na base de dados da Web of Science e que será devidamente tratada utilizando-se o pacote Bibliometrix do software R. Assim, a Figura 3.3 a seguir ilustra quem são os autores mais relevantes dentre a base de dados contendo 34 (trinta e quatro) artigos, conforme segue:

Figura 3.3: Autores Mais Relevantes para o tema supracitado

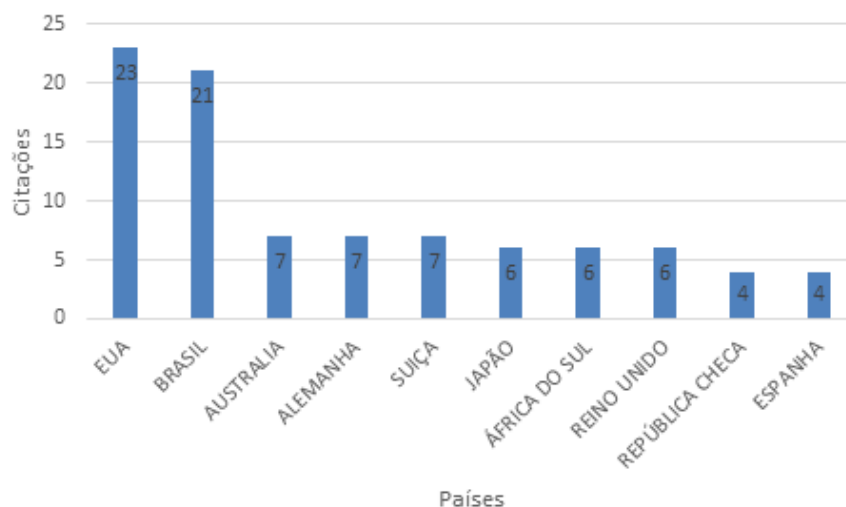


Fonte: Elaboração própria com base de dados: Web of Science

Conforme pode ser observado na Figura 3.3, os autores com maior frequência de publicação envolvendo assuntos ligados à Política Monetária, Taxa de Câmbio e Credibilidade do Banco Central são Ferreira C. F. com 3 (três) e Montes G. C. com 3 (três) artigos publicados no período de 2011 a 2020. Entretanto, quando se trata dos autores mais citados em trabalhos sobre aqueles assuntos, os seguintes nomes se destacam: De Mendonça H. F. e Tiberto B. P..

Por fim, os países mais citados em estudos nas áreas de “Política Monetária, Taxa de Câmbio e Credibilidade do Banco Central” são apresentados na Figura 3.4 a seguir:

Figura 3.4: Países de Origem dos Autores Mais Citados



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Desta maneira, conforme apontado na Figura 3.4, os EUA se apresentam como o país mais citado, com 23 (vinte e três) citações seguidas de perto pelo Brasil com 21 (vinte e um) citações no período entre 2011 e 2020.

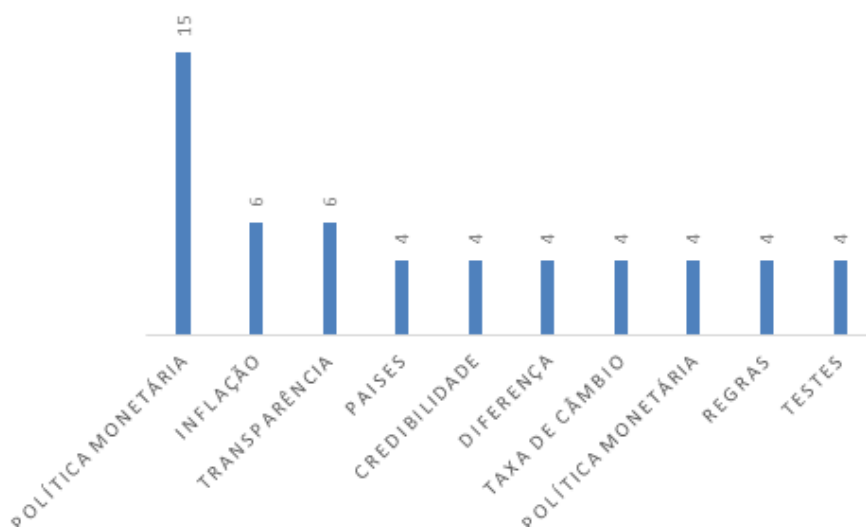
3.3.3 Lei de Zipf

A Lei de Zipf, conforme apontado anteriormente, quantifica a frequência das palavras utilizadas pelos autores, estimando a concentração delas. Assim, Rodrigues e Vieira (2016)[119] destacam que, *in verbis*:

A Lei de Zipf permite estimar as frequências de ocorrência das palavras de um determinado texto científico e tecnológico. Zipf formulou o princípio do menor esforço: existe uma economia do uso de palavras, o que significa que, se a tendência é usar o mínimo, elas não vão se dispersar, pelo contrário, uma mesma palavra vai ser usada muitas vezes, e as palavras mais usadas indicam o assunto do documento. Sua proposta, assim, é a de que, se forem listadas as palavras que ocorrem num texto em ordem decrescente de frequência, a posição de uma palavra na lista multiplicada por sua frequência é igual a uma constante. A equação para esse relacionamento é: $r \times f = k$, em que r é a posição da palavra, f é a sua frequência e k é a constante. (RODRIGUES E VIEIRA, 2016, p. 4)[119]

Dessa maneira, utilizando o pacote Bibliometrix do software R na base de dados contendo 34 (trinta e quatro) publicações envolvendo os temas de crescimento econômico e dívida pública, as palavras chaves mais recorrentes podem ser observadas na Figura 3.5.

Figura 3.5: Palavras-Chave Mais Citadas



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Assim, conforme esperado, o levantamento inicial dos dados feitos na base da Web of Science, terem sido parametrizados para a extração com base nos temas envolvendo “Política Monetária”, “Taxa de Câmbio” e “Credibilidade do Banco Central”, as 3 (três) palavras-chave mais observadas são: (i) Política Monetária; (ii) Inflação; e (iii) Transparência.

Quando se extrai a nuvem de palavras-chave (word cloud) pode-se ter uma dimensão mais ampla das palavras-chave mais utilizadas em trabalhos científicos eu tratam da temática do “Política Monetária”, “Taxa de Câmbio” e “Credibilidade do Banco Central”, conforme Figura 3.6 a seguir:

Figura 3.6: Nuvem de Palavras-Chave (word cloud)



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

A Figura 3.6 mostra que, além das palavras-chave Política Monetária (Monetary Police),

Inflação (Inflation) e Transparência (Transparency), são muito comuns o uso de palavras-chave como Credibilidade (Credibility), Taxa de Câmbio (Exchange Rate) e política (policy) indicando a importância desses conceitos para o presente.

3.4 Revisão da Bibliografia

Os mecanismos de transmissão da política monetária podem afetar a taxa de câmbio de diversas maneiras. Segundo Romer e Romer (2002)[120], um dos canais mais importantes é o canal de expectativas, no qual a política monetária influencia as expectativas dos agentes econômicos sobre as taxas de juros e a inflação, que por sua vez influenciam as decisões de consumo, investimento e comércio internacional. Quando o Banco Central aumenta a taxa de juros, por exemplo, atrai investimentos estrangeiros, o que aumenta a demanda por moeda local e valoriza a taxa de câmbio. Por outro lado, quando o Banco Central reduz a taxa de juros, o investimento estrangeiro pode ser desencorajado, o que reduz a demanda por moeda local e desvaloriza a taxa de câmbio.

Outro mecanismo de transmissão da política monetária que pode afetar a taxa de câmbio é o canal de preços, no qual a política monetária influencia os preços domésticos e, consequentemente, a competitividade das exportações e importações. De acordo com Mishkin e Eakins (2016), quando o Banco Central aumenta a taxa de juros, a demanda por bens e serviços pode ser reduzida, o que pode levar a uma redução da inflação. Com a redução da inflação, as exportações tornam-se mais competitivas e as importações tornam-se menos atraentes, o que pode aumentar as exportações e reduzir as importações, melhorando a balança comercial e, consequentemente, valorizando a taxa de câmbio.

Além disso, o canal de crédito também pode afetar a taxa de câmbio. Segundo Bernanke e Gertler (1995)[28], quando o Banco Central aumenta a taxa de juros, os empréstimos bancários tornam-se mais caros, o que pode reduzir a oferta de crédito para empresas e consumidores, reduzindo o consumo, o investimento e a produção. Com a redução da produção, a demanda por bens importados também pode ser reduzida, o que pode melhorar a balança comercial e, consequentemente, valorizar a taxa de câmbio. Por outro lado, quando o Banco Central reduz a taxa de juros, os empréstimos bancários tornam-se mais baratos, o que pode aumentar a oferta de crédito para empresas e consumidores, estimulando o consumo.

Holland (2005)[72] analisou o efeito da política monetária no Brasil sobre a taxa de câmbio e mostra que a política de juros tem um efeito significativo na determinação da taxa de câmbio. Utilizando um modelo VAR com dados mensais do período de janeiro de 1999 a junho de 2009, os autores concluíram que a política monetária teve um efeito significativo na determinação da taxa de câmbio. Além disso, o estudo mostra que as variações na taxa de câmbio são transmitidas para os preços e que a política de juros tem um efeito significativo sobre o nível geral de preços na economia brasileira.

Macedo e Leite (2017) utilizaram modelos VAR para analisar a transmissão da política monetária no Brasil e seus efeitos na taxa de câmbio, considerando a volatilidade do mercado financeiro. Os autores usaram no modelo VAR a Taxa básica de juros (Selic), a Taxa de câmbio nominal (dólar/real), o Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), o Índice de preços ao produtor amplo (IPA), o Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M), o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) e as Reservas internacionais. Os autores utilizaram dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2015 para analisar a relação supramencionada.

Os resultados do estudo indicaram que a política monetária tem um efeito significativo sobre a taxa de câmbio no curto prazo. No entanto, esse efeito diminui no longo prazo, sugerindo que outras variáveis, como a demanda externa, também têm influência sobre a taxa de câmbio no Brasil. Além disso, o estudo mostrou que a volatilidade do mercado financeiro afeta a transmissão da política monetária para a taxa de câmbio, indicando que é importante considerar a volatilidade em

modelos econômicos que analisam a relação entre política monetária e taxa de câmbio (Macedo e Leite, 2017).

Engel e West (2005)[55] examinaram a transmissão da política monetária nos Estados Unidos e no Canadá para a taxa de câmbio entre as duas moedas. Os autores utilizam um modelo econômico de dois países e encontram evidências de que a política monetária tem um efeito significativo na taxa de câmbio. O estudo em questão utilizou um modelo que leva em consideração as diferenças na estrutura das economias e os efeitos de curto e longo prazo da política monetária.

Os resultados mostraram que a política monetária tem um efeito significativo sobre a taxa de câmbio, com uma mudança na taxa de juros afetando a taxa de câmbio na direção esperada. Além disso, os autores mostraram que o impacto da política monetária na taxa de câmbio é maior quando há maior integração financeira entre os dois países e que a resposta da taxa de câmbio à política monetária é mais forte quando há maior incerteza sobre as expectativas futuras. Os resultados encontrados por Engel e West (2005)[55] sugerem que a transmissão da política monetária é um canal importante para a determinação da taxa de câmbio em economias abertas.

3.4.1 A Política Monetária e Seus Efeitos Sobre a Taxa de Câmbio

É consenso entre economistas e autoridades monetárias ao redor do mundo que a política monetária atue de forma preventiva quanto à manutenção da estabilidade de preços. Conforme explica o Banco Central (1999), esse caráter preventivo se justifica em razão do custo social que a inflação causa sendo importante o conhecimento sobre os mecanismos de transmissão da política monetária, que podem variar de acordo com a estrutura econômica dos países e da robustez da autoridade monetária.

Kohlscheen (2011) destaca que a análise dos fatores que determinam o valor da moeda tem se tornada uma questão macroeconômica chave e, de acordo com Zettelmeyer (2004), a análise dos efeitos da política monetária sobre as taxas de câmbio vem sendo estudadas desde os primórdios dos anos 1990 sendo a relação entre os efeitos da política monetária e a taxa de câmbio amplamente discutidos no campo da macroeconomia aliado ao fato de que Couto e Meurer (2017) destacam a presença da endogeneidade, ou seja, não há consenso entre os estudiosos sobre qual é o sinal desta relação.

Zettelmeyer (2004)[141] aponta que o problema da identificação é a principal causa de dificuldade em se analisar e avaliar os resultados do impacto da política monetária sobre as taxas de câmbio. Assim, Couto e Meurer (2017) apontam ainda que diversos modelos econométricos e baseiam na combinação de expectativas racionais, uma vez que os agentes econômicos tentam antecipar o comportamento da autoridade monetária afim de assegurar sua posição no mercado, a paridade descoberta da taxa de juros que consiste na arbitragem feita pelos agentes econômicos entre aplicações lastreadas em títulos soberanos, no qual o diferencial de juros seria o resultado da expectativa de valorização ou desvalorização das moedas nacional e, por fim, a paridade do poder de compra da moeda que nada mais é do que uma métrica para comparação entre as moedas medido pelo seu poder de compra, onde apontam como referências Dornbusch (1976), Kouri (1976), Frenkel e Mussa (1984), entre outros, no qual estabelecem relação de que uma elevação nas taxas de juros de um país tornaria os investimentos estrangeiros mais rentável, fazendo com que as taxas de câmbio se apreciem de modo a fazer com que a expectativa futuras se mantenham constantes.

Desse modo, Couto e Meurer (2017) apontam que a taxa de câmbio seria o canal principal de transmissão da política monetária dado que diante de uma expansão monetária (redução nas taxas básicas de juros) geraria fuga de capitais e uma depreciação da moeda doméstica aumentando a demanda pelo produto nacional gerando impactos inflacionários. A fim de combater os efeitos cíclicos de crises cambiais, os países fariam uma elevação das suas taxas de juros de modo a protegerem suas moedas da depreciação cambial, sendo o efeito das taxas de juros sobre o câmbio estudados por Goldfajn e Gupta (1999), Furman e Stiglitz (1998), Gould e Kamin (2000), Caporale,

Cipollini e Demetriades (2005), entre outros.

Nesse sentido, Couto e Meurer (2017) destacam que há um grande debate sobre os efeitos da política monetária (taxa de juros) sobre as taxas de câmbio, onde se discute a eficácia da política monetária sobre as taxas de juros em momentos de crises cambiais, fazendo com que duas correntes de pensamento se confrontassem. Enquanto os modelos chamados de “Visão Tradicional” evocam que o aumento nas taxas básicas de juros causa uma apreciação da moeda doméstica, reduzindo o preço da moeda internacional, sendo eles baseados em fortes pressupostos sobre expectativas racionais e a paridade do poder de compra da moeda. Por outro lado, a chamada “Ótica Revisionista” se baseia numa relação positiva entre taxa de juros e taxa de câmbio, cujos pressupostos se baseiam no risco de default, oscilação do mercado de crédito, desequilíbrio no balanço de pagamentos, bem como outros fatores estruturais.

Conforme apontado anteriormente, a questão da endogeneidade se faz presente no momento de analisar a relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, que se refere ao problema de identificação dos efeitos, de modo que a forma como o problema é resolvido pode causar as diferenças de entendimento do fenômeno entre as duas correntes.

Desta maneira, o presente trabalho tem por objetivo analisar o impacto da política monetária sobre a taxa de câmbio seguindo a metodologia proposta por Kohlscheen (2011) para o período entre 2011 e 2020 para a economia brasileira.

3.4.2 O Modelo de Kohlscheen (2011)

No trabalho proposto por Kohlscheen (2011), foi analisado o impacto da política monetária com foco em 3 (três) países emergentes, quais sejam: Brasil, México e Chile. O regime cambial praticado naqueles países é considerado pelos autores como estável dado que em ambos o regime vem sendo implementado há mais de 10 (dez) anos, a despeito do fato de que em países emergentes se observa, tipicamente, elevados níveis de volatilidade nas taxas de câmbio nominal em comparação com o EUA ou a zona do Euro.

Segundo Kohlscheen (2011), o Brasil, o México e o Chile operam com metas de inflação há mais de 10 (dez) anos usando como principal ferramenta de política monetária as taxas de juros de curto prazo e, associado ao fato de que as autoridades monetárias de ambos os países anunciam após o fechamento dos mercados (no caso do Brasil e Chile, na noite do dia da reunião em que é definitiva a taxa de juros de curto prazo) enquanto no México ele ocorre na manhã, antes da abertura dos mercados.

Desta forma, Kohlscheen (2011) utilizou dados entre janeiro de 2003 e maio de 2011, totalizando 238 (duzentos e trinta e oito) eventos de política monetária sendo 79 (setenta e nove) no Brasil, 101 (cento e um) no México e 58 (cinquenta e oito) no Chile, de modo a avaliar o componente de surpresa nas decisões dos agentes econômicos bem como as imediatas alterações no mercado de taxas de juros relacionados à mudança nas taxas nominais de câmbio.

Seguindo a metodologia de análise proposta por Kohlscheen (2011), a Equação 3.1 a seguir apresenta o impacto estimado efetivo da política monetária sobre a taxa de câmbio:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta i_{(n,t)} + \gamma \Delta Z_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

No qual:

Δe_t representa a variação diária da taxa de câmbio;

$\Delta i_{n,t}$ representa a variação no n-ésimo mês na taxa de juros;

ΔZ_t representa a variação nas demais variáveis de controle no dia do anúncio da política ou o dia após, se a política foi anunciada após o fechamento do mercado;

α representa a eventual tendência de depreciação durante o período da amostra; e

β representa o parâmetro de interesse e se o tipo de combinação habitual de Dornbusch (paridade descoberta da taxa de juros e expectativas racionais) forem uma boa aproximação

da realidade, o parâmetro será negativo e estatisticamente significativo, o que indica que uma política monetária contracionista levaria a uma apreciação da taxa de câmbio.

Importante aqui destacar que o vetor Z_t é composto, conforme aponta Kohlscheen (2011), por 3 (três) fatores que capturam as mudanças no ambiente macroeconômico, quais sejam: (i) condições monetárias estrangeiras; (ii) Prêmio de risco internacional; e (iii) preço internacional das commodities. Para medir as condições monetárias estrangeiras foi utilizada a variação diária da taxa T-Bill de 3 (três) meses. Para medir a variação no prêmio de risco internacional foi utilizada a variação diária na taxa VIX em função de sua forte correlação, segundo o autor, com o risco de default de crédito soberano. E, por último, o preço internacional das commodities é medido pelo índice CRB (Commodity Research Bureau), calculado diariamente.

Os resultados encontrados por Kohlscheen (2011) apontam que há falha em encontrar a associação que Zettelmeyer (2004)[141] e outros autores encontraram para países desenvolvidos, fazendo o autor concluir que no contexto de economias emergentes não há indicação de que o quebra-cabeça cambial característico na literatura do VAR(p) se deve à causalidade reversa ou mesmo à dominância fiscal. Analisando a variação do tempo usando também não foi possível encontrar nenhuma evidência de que as estimativas pontuais ou a significância dos coeficientes mudaram de maneira perceptível após a crise financeira global.

Assim, Kohlscheen (2011), conclui que, para Chile, Brasil e México pode haver uma versão do quebra-cabeça da taxa de câmbio, fazendo com que a ligação entre juros e variações na taxa de câmbio sejam mais evasivas do que a teoria convencional ou como os modelos normais de economia aberta sugeririam. Por fim, Kohlscheen (2011) sugere que a abordagem da aparente falha da taxa de câmbio com paradigma de expectativas racionais certamente aumentaria a compreensão dos fluxos internacionais de capitais.

3.4.3 O Modelo Proposto

Desta maneira, de modo a propor uma abordagem diferente, o presente trabalho irá adaptar o modelo proposto por Kohlscheen (2011) de modo a simplificar o relacionamento entre as taxas de câmbio e de juros, lembrando que há muitos outros fatores que podem influenciar a política monetária e as taxas de câmbio na prática. Assim, o modelo proposto no presente trabalho parte do pressuposto de que a política monetária e as taxas de câmbio estão inter-relacionadas por meio de vários canais principais, entre eles:

Canal Comercial: o crescimento econômico pode afetar as taxas de câmbio por meio dos fluxos comerciais. Quando um país experimenta um forte crescimento econômico, isso geralmente leva ao aumento das exportações, o que gera uma maior demanda pela moeda do país. Esse aumento da demanda pela moeda tende a valorizar sua taxa de câmbio;

Canal da Taxa de Juros: As taxas de câmbio também podem ser influenciadas pelos diferenciais das taxas de juros entre os países. Quando um país experimenta maior crescimento econômico, isso pode levar a taxas de juros mais altas para conter as pressões inflacionárias. Taxas de juros mais altas atraem investidores estrangeiros em busca de maiores retornos, o que aumenta a demanda pela moeda do país e valoriza sua taxa de câmbio.

Canal de Investimento: O crescimento econômico também afeta as taxas de câmbio por meio do canal de investimento. Quando um país apresenta fortes perspectivas de crescimento econômico, torna-se um destino atraente para investidores estrangeiros. O aumento do investimento estrangeiro no país leva a uma maior demanda por sua moeda, resultando em uma valorização da taxa de câmbio.

Canal das Expectativas: As expectativas sobre o crescimento econômico futuro podem influenciar as taxas de câmbio. Se os investidores e participantes do mercado antecipam um forte crescimento econômico em um país, eles podem comprar sua moeda antecipadamente, levando a uma valorização da taxa de câmbio.

Canal dos Fluxos de Capitais: O crescimento econômico afeta os fluxos de capitais, que podem influenciar as taxas de câmbio. O forte crescimento econômico geralmente atrai fluxos de capital de investidores estrangeiros em busca de oportunidades lucrativas. Essas entradas de capital aumentam a demanda pela moeda do país, levando a uma valorização da taxa de câmbio.

É importante observar que a relação entre crescimento econômico, política monetária e taxas de câmbio pode ser complexa e estar sujeita a vários outros fatores, como inflação, políticas governamentais, eventos geopolíticos e sentimento do mercado. Além disso, as taxas de câmbio também podem impactar o crescimento econômico por meio de seu impacto na competitividade comercial e na inflação.

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta_{i(n,t)} + \gamma \Delta Z_t + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

No qual:

Δe_t representa a variação mensal da taxa de câmbio;

$\Delta_{i(n,t)}$ representa a variação no n-ésimo mês na taxa de juros;

ΔZ_t representa a variação nas demais variáveis de controle;

α representa a eventual tendência de depreciação durante o período da amostra;

β representa o parâmetro de interesse e se o tipo de combinação habitual de Dornbusch (paridade descoberta da taxa de juros e expectativas racionais) forem uma boa aproximação da realidade, o parâmetro será negativo e estatisticamente significativo, o que indica que uma política monetária contracionista levaria a uma apreciação da taxa de câmbio.

De modo a incorporar no modelo os demais canais pelo qual a política monetária e as taxas de câmbio estão inter-relacionadas, serão incorporadas no vetor ΔZ_t as seguintes variáveis: (i) investimento; (ii) expectativas; e (iii) fluxo de capitais, utilizando como proxy os seguintes dados:

Investimento Direto Exterior – saldo: O balanço de pagamentos é uma peça contábil que resume as transações econômicas entre residentes no país e não residentes em um determinado período. Investimento direto no exterior registra os fluxos financeiros de ativos externos detidos por residentes brasileiros, nos quais os agentes institucionais possuem uma relação de controle ou forte poder de influência entre si. Divide-se em dois instrumentos principais: participação no capital e operações Inter companhia.

Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI): é um indicador antecedente utilizado para identificar mudanças na tendência da produção industrial. E, portanto, auxilia na previsão do produto industrial e, do PIB brasileiro, visto que empresários confiantes tendem a aumentar o investimento e a produção para atender o esperado crescimento na demanda. Construído a partir dos resultados da Sondagem Industrial, o ICEI é baseado em seis questões referentes às condições atuais (em comparação com os últimos seis meses) e às expectativas (para os próximos seis meses) com relação à economia, ao setor de atividade e à própria empresa. Além disso, é um indicador de difusão que varia de 0 a 100. Os indicadores de difusão são indicadores de base móvel (50 pontos), construídos de forma que os valores acima de 50 pontos indicam empresários confiantes.¹

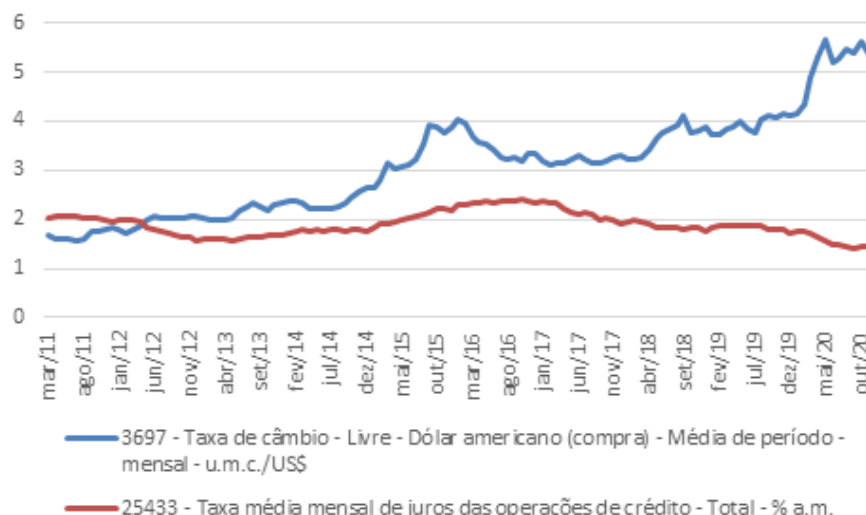
Investimento Carteira - Ativos – Saldo: O balanço de pagamentos é uma peça contábil que resume as transações econômicas entre residentes no país e não residentes em um determinado período. Investimento em carteira ativos são definidos como transações e posições realizadas através de títulos de dívida ou de capital, distintos dos incluídos em investimento direto ou ativos de reserva. São registrados fluxos constituídos pela emissão de títulos de crédito comumente negociados em mercados secundários. Divide-se em dois instrumentos principais: ações e cotas em fundos e título de renda fixa.

¹O ICEI para cada um dos setores de atividade é igual à média ponderada dos indicadores de condições atuais (peso 1) e expectativas (peso 2) dos respectivos setores de atividade.

3.5 Resultados, Conclusões e Recomendações

No presente trabalho, aplicou-se o modelo proposto por Kohlscheen (2011), utilizando a taxa média mensal de juros das operações de crédito como proxy da política monetária de modo a analisar seu impacto sobre as taxas de câmbio. Assim, a Figura 3.7 a seguir mostra, para o período entre março de 2011 e dezembro de 2020, o comportamento da taxa de câmbio livre para o Dólar americano e a taxa média mensal de juros das operações de crédito

Figura 3.7: Fluxo Temporal da Taxa de Câmbio e da Taxa Média de Juros



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Conforme pode ser observado na Figura 3.7 acima, as duas séries de dados apresentam tendências ligeiramente inversas no período analisado, sendo necessário uma análise das estatísticas descritivas das variáveis que são apresentadas na Tabela 3.3 a seguir:

Tabela 3.3: Estatísticas Descritivas das Variáveis Usadas no Modelo Proposto

Estatísticas	Câmbio	Juros	Investimento Direto	Índice de Confiança do Empresário	Investimento em Carteira
Média	3.1144	1.8978	3.0903	0.7296	957.8803
Mediana	3.1933	1.86	3.1879	0.7600	1.043.1921
Moda	N.A.	1.78	N.A.	N.A.	N.A.
Variância	1.0808	0.0637	1.0971	0.0747	4.526.635,093
Desvio Padrão	1.0396	0.2524	1.0474	0.2733	2.127,5890
Coefficiente de Variação	33,38%	13,30%	33.89%	37,47%	222,11%
Máximo	5.6429	2.4000	5.6429	1.2200	7.661.9301
Mínimo	1.5631	1.4000	1.5631	0.1500	-6.615.0680

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

A Tabela 3.3 acima, aponta as principais estatísticas descritivas das séries temporais utilizadas no presente trabalho, entretanto, seguindo a metodologia utilizada por Kohlscheen (2011), serão utilizadas as variações mensais como métrica de análise do impacto da política monetária (taxa de juros) sobre as taxas de câmbio. Desse modo, segue a Tabela 3.4 com as estatísticas descritivas dos dados em métrica de variação:

Tabela 3.4: Estatísticas Descritivas das Variáveis Usadas no Modelo Proposto

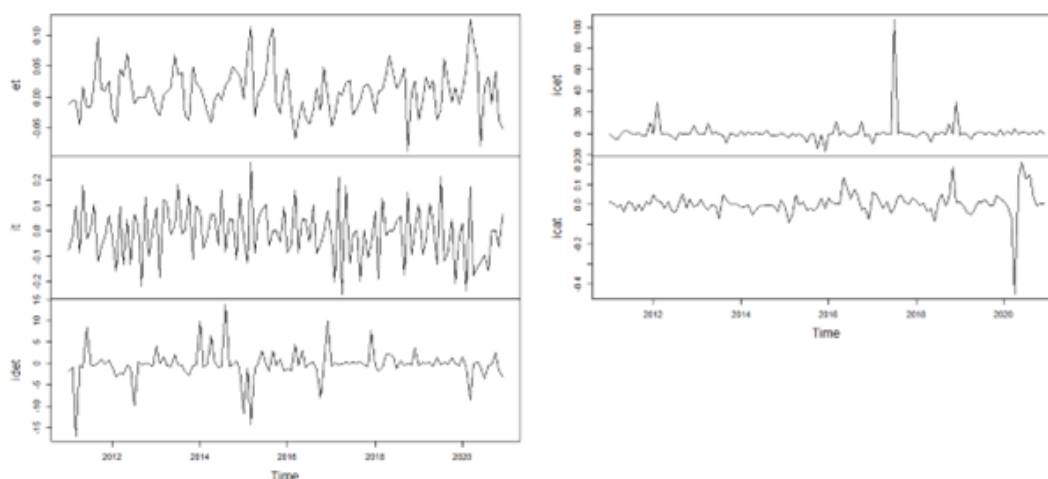
Estatísticas	Câmbio	Juros	Investimento Direto	Índice de Confiança do Empresário	Investimento em Carteira
Média	0.0100	-0.0086	-0.2429	0.8211	0.0024
Mediana	0.0097	-0.0048	-0.3222	-0.6372	-0.0017
Moda	NA	NA	NA	NA	NA
Variância	0.0015	-0.0118	13.6913	123.6823	0.0040
Desvio Padrão	0.0382	-0.1086	3.702	11.1213	0.0633
Coefficiente de Variação	381.22%	-1263.47%	-1.523.15%	1.354.37%	2.625.25%
Máximo	0.1251	-0.2683	13.8191	106.821	0.2127
Mínimo	-0.0870	-0.2476	17.0165	-16.8716	0.518

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

3.5.1 Resultados

Uma vez descritas as estatísticas das variáveis que serão utilizadas no modelo, é apresentada a seguir a Figura 3.8 contendo o comportamento temporal de cada uma delas, conforme segue:

Figura 3.8: Comportamento das séries de dados



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Com base na Figura 3.8, verifica-se que, aparentemente, as variações Câmbio, juros e investimento estrangeiro direto apresentam estacionariedade, ao contrário das variáveis índice de confiança do empresário e investimentos em carteira. Para sanar quaisquer dúvidas, será feito o teste da Raiz

Unitária proposto por Dickey-Fuller sendo importante frisar que existem outros testes para detectar a raiz unitária, como é o caso dos testes de Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Segundo Greene (2008), para adotar o teste de Dickey-Fuller Aumentado, apresenta as seguintes hipóteses, conforme equação (3):

- $H_0: \pi = 0$ (a variável é não estacionária)
- $H_1: \pi < 0$ (a variável é estacionária)

A estatística de teste usada na metodologia proposta no teste de Dickey-Fuller Aumentado, conforme Equação 3.3 a seguir:

$$\tau_i = \frac{\hat{\phi} - 1}{S_{\hat{\phi}}} \quad (3.3)$$

Desta forma, para avaliar se as variáveis utilizadas no presente trabalho não possuem raiz unitária, ou seja, condição necessária e suficiente para a estacionariedade das séries, é aplicado o teste de Dickey-Fuller Aumentado e seus resultados podem ser observados a seguir:

Tabela 3.5: Resultados do Teste ADF

Variável	Termo	ADF	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$
Câmbio (e_t)	Tendência	7.8891	-3.99	-3.43	3.13
Juros (i_t)	Tendência	-18.4377	-3.99	-3.43	3.13
Investimento Direto ($idec_t$)	Tendência	-10.4701	-3.99	-3.43	-3.13
Índice de Confiança do Empresário (ice_t)	Tendência	-11.004	-3.99	-3.43	-3.13
Investimento em carteira (ica_t)	Tendência	-9.0188	-3.99	-3.43	-3.13

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Analisando os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis do modelo proposto, verifica-se que, para todas elas, não há presença de raiz unitária sendo, portanto, as séries estacionárias, uma vez que a estatística de teste é inferior ao parâmetro τ (Tao), rejeitando a hipótese nula de que as variáveis não são estacionárias.

Dado que a estacionariedade das variáveis que irão compor o modelo proposto já foi verificado, para a devida aplicação do modelo VAR(p) é necessário definir o número de defasagens em sua implementação, que é usualmente chamada de “ordem do VAR”, e para definir o critério de identificação será utilizado o pacote “vars” do R Project através da função “VARselect” que retorna os critérios de informação e erro de previsão final para o aumento sequencial da ordem de defasagem até um processo VAR(p), que se baseiam no mesmo tamanho de amostra.

Em seus resultados, a função “VARselect” retorna os critérios de informação de: (i) Akaike (AIC); (ii) Hanna e Quin (HQ); (iii) Schwarz (SC); e (iv) Final Prediction Error (FPE), conforme podem ser observados na Figura 3.9 a seguir:

Figura 3.9: Resultados Critérios de Identificação

Critério de Akaike (AIC) = 1 (um) defasagem
 Critério de Hanna-Quin (HQ) = 1 (um) defasagem
 Critério de Schwarz (SC) = 1 (um) defasagem
 Critério do *Final Prediction Error* (FPE) = 1 (um) defasagem

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Assim, a recomendação ao escolher o número de defasagens na literatura é de que a escolha seja parcimoniosa, buscando sempre o menor número de defasagens e considerando que todos os critérios apontaram para o mesmo número de defasagens, será utilizada no modelo proposto apenas uma única defasagem nas variáveis.

O próximo passo agora é calcular o modelo VAR(1) para as variáveis que serão consideradas no modelo proposto no presente trabalho.

No que se refere ao teste de correlação serial a função “serial.test” calcula o teste multivariado Portmanteau e Breusch-Godfrey para erros correlacionados em série, onde a hipótese nula é de que não há autocorrelação. Desta maneira, a hipótese nula do teste de Portmanteau é de que os resíduos se comportam como um “ruído branco”, ou seja, não possuem correlação serial e, para isto, o p-valor do teste deve ser superior a 5%. Assim, ao implementar o algoritmo no R Project obtém-se os seguintes resultados contidos na Figura 3.10 a seguir:

Figura 3.10: Teste de Portmanteau e Breusch-Godfrey

Portmanteau Test (asymptotic)
 data: Residuals of VAR object var1
 Chi-squared = 2.3907, df = 0, p-value = 2.2e⁻¹⁶

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Conforme pode ser observado na Figura 3.10 acima, a hipótese nula do teste de Portmanteau e Breusch-Godfrey é que não há autocorrelação serial e, pelo fato de que o p-valor do teste ser inferior a 5% usualmente, rejeita-se a hipótese nula, atestando, com isto, a presença de autocorrelação serial dos resíduos.

Para testar a presença de normalidade nos resíduos, será implementado, por meio do pacote “vars” a função “normality.test” que calcula os testes Jarque-Bera univariados e multivariados e os testes multivariados de assimetria e curtose para os resíduos de um VAR(p) ou de um VECM em níveis. Assim, os resultados da implementação da função “normality.test” podem ser observados na Figura 3.11 a seguir:

Figura 3.11: Resultados do Teste de Normalidade de Jarque-Bera

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object var1

Chi-squared = 22505, df = 10, p-value < 2.2e⁻¹⁶

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Conforme dito anteriormente, a hipótese nula presente no teste de normalidade de Jarque-Bera é de que há normalidade nos resíduos, porém, dado que o p-valor do teste é inferior a 5%, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que os resíduos não se distribuem normalmente.

Finalmente, para o teste de heterocedasticidade será implementada a função “arch.test” do pacote “vars” no calcula os testes ARCH-LM univariados e multivariados para um VAR(p). Desta forma, a hipótese nula do presente teste é que os resíduos são homocedásticos. Assim, a Figura 3.12 a seguir apresenta os resultados calculados:

Figura 3.12: Teste de heterocedasticidade

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object var1

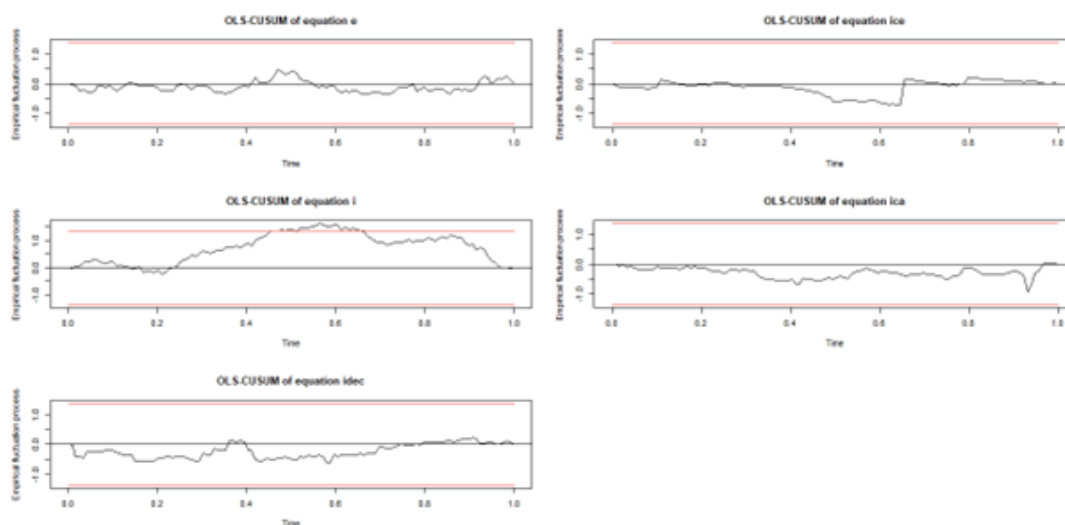
Chi-squared = 349.81, df = 225, p-value = 1.868e⁻¹⁷

Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Conforme pode ser observado na Figura 3.12 acima, dado que o p-valor é inferior a 5%, onde rejeita-se a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos, ou seja, os resíduos apresentam heterocedasticidade.

Por fim, uma análise extremamente importante se refere à identificação da presença de quebra estrutural na série de dados. Assim, o pacote “vars” possui a função “stability” que calcula um processo de flutuação empírica de acordo com um método especificado a partir da estrutura de teste de flutuação generalizada. O teste utiliza a função efp() e seus métodos do pacote “strucchange”. Desta forma, a função fornece uma interface gráfica que permite checar a presença de quebra estrutural na série de dados, conforme a Figura 3.13 a seguir:

Figura 3.13: Quebra Estrutural na Série de Dados



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Analisando as séries de dados utilizados no modelo proposto, verifica-se que a taxa de juros possui quebra estrutural. Complementando a análise será realizado o teste de Johansen, tanto pelo método do traço, quanto pelo método do autovalor para identificar a presença de cointegração entre as variáveis ao longo do tempo. Conforme explicado por Gujarati (2006)[7], a regressão de uma série temporal não estacionária contra outra série temporal não estacionária pode produzir uma regressão espúria. Deste modo, foi realizado o teste da raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado e, para aquelas séries não estacionárias foi aplicado o método das diferenças para torná-las estacionárias.

3.5.2 Conclusões

Sendo assim, o presente trabalho teve como objetivo realizar, a partir de uma aplicação bibliométrica para os temas ligados às palavras chave “taxa de câmbio” e a “taxa de juros”, um levantamento sobre os periódicos com maior produtividade, em linha com a Lei de Bradford, bem como aqueles mais relevantes para a produção acadêmica de temas ligados ao crescimento econômico e à dívida pública, conforme recomenda a Lei de Lotka e o levantamento das palavras-chave mais frequentes ao se estudar o tema crescimento econômico e dívida pública, conforme a Lei de Zipf.

Para este levantamento bibliográfico, tendo como ponto de partida os artigos disponibilizados nas bases de dados dos Periódicos da CAPES, com destaque para aqueles disponibilizados no Web of Science, foi possível fazer um levantamento e filtragem por meio das palavras-chave e extrair os principais artigos produzidos pelos principais autores e periódicos mais produtivos, entre os anos de 2011 e 2020, sendo eles artigos abertos, ou seja, integralmente disponibilizados para consulta, resultando em um total de 312 (trezentos e doze) artigos.

Desta maneira, para análise dos dados levantados foi utilizado o pacote Bibliometrix do software R como ferramenta e seus resultados foram apresentados com base nas leis de Bradford, Lotka e Lipf que apresentam a relevância do periódico, a relevância do autor e a relevância das palavras-chaves, respectivamente. No que se refere à relevância dos periódicos contidos na amostra, foi observado que apesar do periódico Applied Economics ter sido aquele mais frequente em publicações na amostra, o Periódico mais citado também foi o Applied Economics para os temas ligados à “Taxa de Juros” e “Taxa de Câmbio”. Já para os autores mais relevantes nos temas investigados foram Ferreira C. F. e Montes G. C. sendo os mais relevantes, possuindo maiores

frequências de publicação. Entretanto, EUA e Brasil se destacam na produção acadêmica sobre o tema.

No que se refere à relevância das palavras-chave contidas na amostra, verificou-se que as mais frequentes foram Política Monetária, Inflação e Transparência, justamente os parâmetros utilizados para a consulta à base de dados da Web of Science. Entretanto, palavras-chaves correlatas apareceram na sequência, tais como Credibilidade e Taxa de Câmbio, indicando que esses assuntos fazem parte do bojo do conhecimento sobre o objeto de estudo do presente trabalho.

Os resultados aqui apresentados são restritos à amostra de 34 (trinta e quatro) artigos levantados na base de dados da Web of Science, especificamente àqueles artigos abertos à consulta, ficando aqui a sugestão de ampliação do presente estudo com a inserção de periódicos nacionais que tratam do tema Taxa de Juros e Taxa de Câmbio.

Após levantamento bibliométrico foi possível identificar as principais fontes de consulta para a elaboração do referencial teórico do presente trabalho, onde foi possível conhecer o estado da arte sobre o tema Taxa de Juros e Taxa de Câmbio, com a contribuição de diversos autores ao redor do mundo de modo que foi possível identificar a produção dos brasileiros Couto e Meurer (2017) que realizaram exercício econométrico para avaliar a relação entre as duas variáveis macroeconômicas em questão.

Com base nas equações de crescimento propostas por Zettelmeyer (2004)[141], Kohlscheen (2011) e Couto e Meurer (2017), o presente trabalho realizou exercício econométrico para testar a relação entre as variáveis e após a implementação de teste da Raiz Unitária proposta por Dickey-Fuller de modo a constatar a estacionariedade das mesmas bem como a definição do critério de identificação para a determinação das defasagens do modelo, seguindo a recomendação daqueles autores, foi implementado um modelo VAR(1) considerando as variáveis: (i) investimento; (ii) expectativas; e (iii) fluxo de capitais, utilizando como proxy os seguintes dados: (a) Investimento Direto Exterior – Saldo; (b) Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI); e (c) Investimento Carteira – Ativos – Saldo.

Após os resultados e a implementação dos testes clássicos de para detectar a presença de autocorrelação, normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, o presente trabalho se dedicou a analisar os resultados apresentados onde verificou-se que não foi possível identificar a presença de relações não lineares entre as variáveis “Taxa de Juros” e “Taxa de Câmbio” indica a relação oposta entre elas, o que está em linha com os principais autores identificados no levantamento bibliométrico do presente trabalho. No que se refere ao pressuposto adotados nos procedimentos estatísticos sobre a normalidade dos resíduos, conforme aponta Pino (2014)[112], a suposição de normalidade dos resíduos dificilmente é válida e, sendo assim, boa parte da análise da variância pode ser realizada sem que a suposição de normalidade dos resíduos se configure, sendo importante para justificar o uso de determinados testes de significância e métodos de estimação.

Pino (2014)[112] explica que os testes que pretendem identificar a presença de normalidade nos resíduos podem ser classificados como: (i) Testes baseados na Função de Distribuição Empírica; (ii) Testes baseados em Regressão e Correlação; e (iii) Testes baseados em Momentos, como é o caso do teste de Jarque-Bera, utilizado no presente trabalho, de modo que o poder de cada um daqueles testes se dá em virtude da natureza da causa da não normalidade.

Uma das formas de se contornar o problema da normalidade dos resíduos se refere ao tratamento dos dados por meio da Transformação de Box-Cox, desenvolvida por Box e Cox (1964)[37] no qual apresentam o método no qual a aplicação de logaritmos, por exemplo, nas variáveis, poderia gerar resíduos normalmente distribuídos.

É sabido que manipulações nos dados podem ser realizadas de modo a garantir que o modelo proposto passe nos critérios de ausência de autocorrelação serial, normalidade e homoscedasticidade dos resíduos, o que garantiria, a priori a execução do presente exercício econométrico. Entretanto, confissões tomadas à força não são bem-vistas no tribunal científico e, por este motivo, o exercício

deve ser revisto de modo a atacar as causas das inconsistências aqui.

3.5.3 Recomendações

Deste modo, o presente trabalho recomenda que alguns ajustes sejam feitos para que a metodologia seja consistente, conforme segue:

A não normalidade dos resíduos pode ser corrigida por meio do método desenvolvido por Box e Cox (1964)[37] e, após a correção, é importante verificar se os resíduos passam a ser normalmente distribuídos, contribuindo assim para a implementação da função impulso resposta e da análise de decomposição da variância; e

Apesar do presente trabalho ter rejeitado a hipótese nula de presente de autocorrelação serial ao nível de significância de 1%, a literatura recomenda que o parâmetro de significância seja 5%. Desta maneira, dado que a presença de autocorrelação serial pode ser causa, entre outros motivos, por vícios causados por inércia das variáveis, variáveis omitidas, forma funcional incorreta ou defasagens, ficando aqui se recomendado que estes pontos sejam avaliados nos próximos trabalhos.

4. Produção de Energia Renovável



Determinantes macroeconômicos da produção de energia renovável no Brasil: uma abordagem por ardl e nardl

Maria Laura Victória Marques
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Este artigo visa preencher uma lacuna empírica existente sobre o Brasil relacionada ao comportamento a curto e longo prazo da produção de energia renovável diante de mudanças nas variáveis macroeconômicas. Assim, a análise será baseada nas abordagens de defasagem distribuída autorregressiva simétrica (ARDL) e defasagem distribuída autorregressiva assimétrica (NARDL). Os resultados indicam que um aumento de 1% do PIB, no curto prazo, promove uma redução de 4,39% na produção de energias renováveis. No longo prazo, no entanto, seu efeito é positivo (4,04%). As variáveis relacionadas ao desenvolvimento financeiro e investimento externo direto implicaram a discussão da hipótese de pollution halo para o Brasil. Implicações políticas são apontadas, pautando o papel da participação do governo como estimulador do setor energético renovável.

4.1 Introdução

A aceleração do processo de industrialização das economias e da expansão dos centros urbanos, colocou o uso de energia em termos primários ou de seus derivados em uma posição estratégica dentre atores públicos e privados. Sobretudo, porque a relação entre o consumo de energia, como fator de produção e bem de consumo das famílias, poderia promover crescimento econômico, assumir neutralidade ou possuir um comportamento de retroalimentação dentre consumo-crescimento e crescimento-consumo (Kraft & Kraft, 1978)[83]. No entanto, a heterogeneidade metodológica adotada para a análise de séries temporais, - isto é, diferenças relacionadas ao período amostral, modelos econométricos e procedimentos de estimação - neste campo de exploração da literatura, mostrava-se em grande parte responsável pela diversidade de estimativas apresentadas (P.-Y. Chen et al., 2012; Sebri, 2015)[44, 124].

Além disso, com as grandes crises do petróleo e a suscetibilidade com que as economias se deparavam frente aos choques de preços internacional do petróleo e o impacto sob seus derivados, catalisou o debate econômico sob os impactos do setor energético sobre as condições macroeconômicas dos países. A necessidade, portanto, em diversificar as matrizes energéticas de modo a reduzir a dependência doméstica de recursos primários que apresentavam alta volatilidade de preços no mercado internacional se impôs como planejamento de médio e longo prazo. Ademais, sendo energia um importante fator de produção, os países assumiam o desafio promover ganhos de eficiência energética; isto é, gerar crescimento econômico sustentado com uso menos intensivo do fator energia (Allcott & Greenstone, 2012)[19].

Por fim, a partir da década de 70, relatórios e conferências internacionais evidenciavam as emissões de CO₂ e seu papel no Efeito Estufa, fenômeno responsável pelas mudanças climáticas. Sendo o setor energético responsável por 73,2% das emissões de CO₂ no mundo (Ritchie et

al., 2020)[118], acelerou-se o desenvolvimento de diversas políticas ambientais baseadas em um processo sociotécnico de transição energética (Fouquet & Pearson, 2012)[63]. No entanto, o processo de transição energética o qual a corrente geração está submetida está baseada, sobretudo, em um elevado grau de mudanças tecnológicas. O paradigma de baixa emissão de GEE demanda alta capacidade de investimento, desenvolvimento financeiro e cooperação técnica entre países.

Apesar de não serem conclusivos, os estudos acerca dos impactos do insumo energético sobre crescimento econômico, comércio internacional e desenvolvimento social, apresentavam certa segurança sobre a direção da causalidade de tais componentes. No entanto, a descarbonização das matrizes energéticas tornam necessárias a revisitação empírica de tais relações a fim de melhor orientar políticas públicas e diretrizes globais acerca dos rumos da transição energética. Assim, este artigo visa preencher uma lacuna teórica e empírica existente sobre o Brasil relacionada ao comportamento da produção de energia renovável diante de mudanças em variáveis macroeconômicas. Assim, a análise será baseada nas abordagens de defasagem distribuída autorregressiva simétrica (ARDL) e defasagem distribuída autorregressiva assimétrica (NARDL). Seguindo a abordagem de Iqbal et al. (2023)[75], a variável dependente investigada é a produção de energia renovável, tendo como variáveis explicativas o PIB per capita (PIB), emissões de carbono (CO₂), desenvolvimento financeiro (DF) e investimento estrangeiro direto (IDE).

Além desta introdução, a seção 2 irá abordar o tema da macroeconomia da transição energética, exemplificando processos distintos a nível de política pública implementado em diferentes países. Na seção 3, o modelo e o método serão apresentados. Na seção 4, por sua vez, os dados serão descritos. Na seção 5, os resultados serão discutidos para, então, na seção 6 serem apresentadas implicações políticas subjacentes.

4.2 Macroeconomia da Transição Energética

Nas últimas três décadas, o atual processo de transição energética levou diversos países ao planejamento e execução de planos de redução do uso de combustíveis fósseis e aumento do uso de energias renováveis e limpas. As motivações discorrem sobre fatores econômicos, tecnológicos e políticos. Isto é, a recente industrialização em torno de inovações tecnológicas, os já sentidos efeitos das mudanças climáticas e o desenvolvimento do cenário geopolítico são razões apontadas para impulsão ou refreamento da transição energética (Przychodzen & Przychodzen, 2020a; Singh et al., 2019)[114, 131]. E assim, apesar de o tema compor com frequência o debate público e privado, o grau de avanço de cada país em torno de seu processo não é homogêneo ao redor do globo e entender seus determinantes é uma importante área de estudo na economia da energia.

A exemplo, a partir de 2010, a Alemanha passou a executar o plano *Energiewende*, buscando tornar o sistema energético do país mais eficiente e abastecido principalmente por fontes de energia renováveis. Na França, a Lei de Transição Energética N° 2015-992 estabelece reduzir as emissões de gases de efeito estufa (GEE) em 40% entre 1990 e 2030 e em 75% até 2050 e elevar a participação das energias renováveis em até 32% da matriz energética até 2030. Ambos países têm como objetivo a redução substancial do uso de energia nuclear, hoje responsável por abastecer grande parte de sua demanda de energia.

Os países da Ásia-Pacífico, que somam 52% da população mundial e tem como representantes principais China e Índia, enfrentam os desafios de conciliar altas taxas de crescimento econômico com a correspondente oferta renovável de energia (REN21, 2019)[16]. Apesar de países como Mianmar, Sri Lanka e Filipinas apresentarem 68%, 51,3% e 47,5% de suas matrizes energéticas oriundas de hidroeletricidade e bioenergia, as taxas de adoção na região ainda são reduzidas. A maior parte da demanda de energia ainda são crescentemente suprida por carvão e outras fontes fósseis (REN21, 2019)[16].

Um panorama semelhante é posto a países da América Latina, tal como Chile, Equador e México que possuem, ao mesmo tempo da ocorrência de taxas positivas de crescimento do produto

interno bruto, a dependência da importação de recursos energéticos primários. Por essa razão, diversas políticas foram desenvolvidas buscando acelerar seus respectivos processos de transição energética. No Chile, partir de 2012, o país passou a investir fortemente em fonte de energia solar, passando a representar 12,5% da geração de eletricidade no país em 2021¹. É também o primeiro país a construir uma planta concentrada de energia fotovoltaica - a usina denominada Cerro Dominador - com capacidade de abastecer 380.000 domicílios por 24 horas ininterruptas, além de reduzir 640.000 toneladas de CO₂ por ano. Já no México, segundo dados da Secretaría de Energía², 72% da matriz elétrica mexicana é composta por fontes térmicas e nos últimos anos tem substituído óleo e carvão por gás natural. No entanto, não produz o suficiente para sua demanda interna. A importação de gás natural duplicou nos últimos 10 anos, em que os Estados Unidos é seu principal fornecedor.

Já o Brasil, tem com um dos pilares de sua política energética a utilização de recursos energéticos renováveis, segundo a Lei Nº 9.478/1997. Em 2002, através da Lei Nº 10.438/2002, instituiu a política de incentivo ao uso de fontes alternativas de energia, o PROINFA. Segundo o Balanço Energético Nacional sobre o ano de 2020, 48,4% da matriz energética brasileira adveio de fontes renováveis – 19,1% corresponde a biomassa de cana, seguida por 12,6% de hidráulica. No entanto, Brasil ainda se encontra fortemente ligado ao recurso petrolífero e seus derivados (33,1%) (EPE, 2021a)[56]. Nesse sentido, destaca-se a atuação do governo através de políticas de créditos subsidiados. O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) possui participação chave no mercado de crédito destinado a investimentos em sistemas de autogeração de energia e outras tecnologias sustentáveis. Fundado em 1952, o BNDES é um dos maiores bancos de desenvolvimento do mundo e o principal instrumento do Governo Federal para financiamentos de longo prazo e investimentos de impacto social para setores empresariais, pessoas jurídicas e pessoas físicas (BNDES, 2021)[33]. Um importante aspecto é o de que equipamentos adquiridos através das linhas de financiamento do BNDES têm de ser produzidos nacionalmente e estarem registrados no Credenciamento Finame (CIF). O BNDES também é responsável pelo financiamento de grandes obras de energia tal como projetos de centrais de hidroelétricas e parques eólicos. No caso brasileiro, há ainda a aposta por parte do setor público na industrialização com base na transição energética. Nesse sentido, o país busca estreitar laços com outros países com os quais pode existir processos de transferência de capitais e tecnologias como a China (IBRE, 2023)[74].

Assim, diversos autores abordaram o tema analisando tanto o efeito de variáveis macroeconômicas sobre a produção de energia renovável quanto sobre o consumo de energia renovável. Vural (2021)[138] analisou o impacto do crescimento econômico, poluição, inovação tecnológica e comércio na produção de energia renovável para países selecionados na América Latina (Argentina, Brasil, México, Colômbia, Chile e Guatemala). Aplicando métodos de estimação com dados em painel, os resultados indicaram que o aumento de 1% no PIB per capita promove um aumento de 0,26% na produção de energia renovável per capita na seleção dos países analisados. Uma limitação deste trabalho, entretanto, consiste em agregar resultados a países sem um critério de similaridade que justifique o agrupamento

Iqbal et al. (2023)[75] analisou os determinantes macroeconômicos da produção de energia renovável no Paquistão usando modelos ARDL e NARDL. As variáveis selecionadas foram PIB per capita, emissões de CO₂, desenvolvimento financeiro e investimento estrangeiro direto. Seus resultados indicam que, no curto prazo, apenas o PIB afeta positivamente a produção de energia renovável. No longo prazo, o aumento de 1% no PIB per capita promove um aumento de 0,373% na produção de energia renovável. As demais variáveis não apresentaram significância estatística a curto ou longo prazo para o Paquistão.

Wang et al. (2023)[139] examinaram o impacto assimétrico das Instituições Financeiras

¹Dados da *Comisión Nacional de Energía (Chile)*

²Secretaria de Energía (2015). Sistema de Información Energética.

e do Comércio de Tecnologias de Informação e Comunicação (TIC) na demanda por energia renovável nas economias do BRICS, usando o modelo de distribuição não-linear autorregressivo aumentado transversalmente. Os resultados indicaram que as estimativas assimétricas de longo prazo relacionadas ao desenvolvimento de instituições financeiras são significativas no Brasil, entretanto, o TIC não apresentou significância estatística. Esse resultado vai contra o encontrado por Chishti & Dogan (2022)[45], onde o consumo de energia renovável entre os 10 maiores consumidores de energia amiga do clima, que inclui o Brasil, é afetado positivamente pelas TIC, além de ser afetado pelo volume de energia natural recursos humanos, desenvolvimento humano, globalização e crescimento econômico.

Usando modelos ARDL, Murshed & Alam (2021)[100] analisam os determinantes macroeconômicos da demanda por energia renovável e não renovável usando os dados de Bangladesh de 1980-2014. O crescimento econômico e os gastos do consumidor doméstico estão associados a um aumento da procura de energia primária e eletricidade. As inovações tecnológicas estão associadas à redução de energia total e não renovável, enquanto associadas ao aumento das energias renováveis.

4.3 Modelo e método

De acordo com estudos empíricos, PIB, emissões de gás carbônico, desenvolvimento financeiro e investimento externo direto são importantes determinantes da produção de energia renovável (Alam & Murad, 2020; Przychodzen & Przychodzen, 2020a; Vural, 2021)[18, 114, 138]. Como discutido na revisão de literatura, não há consenso sobre os sinais esperados para os parâmetros a serem estimados. De forma geral, os sinais de PIB, FD e FDI são esperados serem positivos. Assim, seguindo Iqbal *et al.* (2023)[75], adotamos o seguinte modelo para a economia brasileira:

$$PER_t = \omega_t + \phi_1 PIB_t + \phi_2 CO_{2,t} + \phi_3 FD_t + \phi_4 FDI_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Equação 4.1 representa a produção de energias renováveis dependendo do PIB per capita (PIB), emissões de gás carbônico (CO₂), desenvolvimento financeiro (FD) e investimento externo direto (FDI). É esperado que as elasticidades estimadas de PIB, CO₂ e FD sejam positivas. Os coeficientes estimados na Equação 4.1 proveem dinâmicas de longo prazo. Para mensurar as dinâmicas de curto prazo do PIB, CO₂ e FD, foi adotada a abordagem de correção de erros, desenvolvida por [39]. Logo, Equação 4.1 pode ser redefinida como:

$$\begin{aligned} \Delta PER_t = & \omega_0 + \sum_{k=1}^n \beta_{1k} \Delta REP_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_{2k} \Delta GDP_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_{3k} \Delta CO_{2,t-k} \\ & + \sum_{k=1}^n \beta_{4k} \Delta FD_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_{5k} \Delta FDI_{t-k} + \omega_1 REP_{t-1} + \omega_2 PIB_{t-1} \\ & + \omega_3 CO_{2,t-1} + \omega_4 FD_{t-1} + \omega_5 FDI_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.2)$$

A especificação dada pela Equação 4.2 representa a dinâmica de curto prazo, dada por $\beta_{1k} - \beta_{5k}$ e as dinâmicas de longo prazo estimadas por $\omega_2 - \omega_5$, normalizadas por ω_1 . Para evitar regressões espúrias, propomos o *F-test* e *t-test*. (Como funcionam?). Apesar de modelos ARDL serem capazes de gerar estimativas misturando-se séries de distintas ordens de integração, I(0) e I(1), seu desempenho é prejudicado na presença de variáveis I(2). Para este propósito, propomos os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Zivot-Andrews. Além disso, seguindo a abordagem de Iqbal *et al.* (2023)[75], assumindo que PIB, CO₂ e FD possuem impactos lineares ou simétricos sobre a produção de energia renovável no Brasil [32]. No entanto, para identificar a presença de efeitos assimétricos, isolaremos os efeitos positivos e negativos das variáveis GDP, CO₂ e FD como segue:

$$PIB_t^+ = \sum_{t=1}^n \Delta PIB_t^+ = \sum_{t=1}^n \max(PIB_t^+, 0) \quad (4.3)$$

$$PIB_t^- = \sum_{t=1}^n \Delta PIB_t^- = \sum_{t=1}^n \min(PIB_t^-, 0) \quad (4.4)$$

$$CO_{2,t}^+ = \sum_{t=1}^n \Delta CO_{2,t}^+ = \sum_{t=1}^n \max(CO_{2,t}^+, 0) \quad (4.5)$$

$$CO_{2,t}^- = \sum_{t=1}^n \Delta CO_{2,t}^- = \sum_{t=1}^n \min(CO_{2,t}^-, 0) \quad (4.6)$$

$$FD_t^+ = \sum_{t=1}^n \Delta FD_t^+ = \sum_{t=1}^n \max(FD_t^+, 0) \quad (4.7)$$

$$FD_t^- = \sum_{t=1}^n \Delta FD_t^- = \sum_{t=1}^n \min(FD_t^-, 0) \quad (4.8)$$

As equações 4.3, 4.5 e 4.9 representam as variações positivas do PIB, CO₂ e FD. Já as equações 4.4, 4.6 e 4.8 as variações negativas destas variáveis. Substituindo-as na Equação 4.2, temos:

$$\begin{aligned} \Delta PER_t = & \omega_0 + \sum_{k=1}^n \delta_{1k} \Delta REP_{t-k} + \sum_{k=0}^n \delta_{2k} \Delta PIB_{t-k}^+ + \sum_{k=0}^n \delta_{3k} \Delta PIB_{t-k}^- \\ & + \sum_{k=1}^n \delta_{4k} \Delta CO_{2,t-k}^+ + \sum_{k=1}^n \delta_{5k} \Delta CO_{2,t-k}^- + \sum_{k=1}^n \delta_{6k} \Delta FD_{t-k}^+ \\ & + \sum_{k=1}^n \delta_{7k} \Delta FD_{t-k}^- + \sum_{k=1}^n \beta_{8k} \Delta FDI_{t-k} + \omega_1 REP_{t-1} + \omega_2 PIB_{t-k}^+ \\ & + \omega_3 PIB_{t-k}^- + \omega_4 CO_{2,t-k}^+ + \omega_5 CO_{2,t-k}^- + \omega_6 FD_{t-k}^+ + \omega_7 FD_{t-k}^- \\ & + \phi_8 FDI_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.9)$$

A substituição das somas parciais dos parâmetros introduz assimetrias na especificação do modelo (2). Assim, a equação 4.6 representa um modelo NARDL. Ambos os modelos serão estimados via OLS e estão sujeitos aos testes estatísticos similares. Teste de Wald será usado para detectar o pressuposto de não-linearidade dos efeitos de CO₂, PIB, FD sobre a produção de energia renovável no Brasil. Se a hipótese nula é rejeitada, os efeitos não-lineares de curto prazo serão assumidos ($\sum_{k=0}^n \delta_{2k} = \sum_{k=0}^n \delta_{3k} = \sum_{k=0}^n \delta_{4k} = \sum_{k=0}^n \delta_{5k} = \sum_{k=0}^n \delta_{6k} = \sum_{k=0}^n \delta_{7k}$). Por fim, os efeitos não-lineares ocorrerão no longo prazo, se hipótese nula do teste de Wald é rejeitada ($\frac{\omega_2}{-\omega_1} = \frac{\omega_3}{-\omega_1} = \frac{\omega_4}{-\omega_1} = \frac{\omega_5}{-\omega_1} = \frac{\omega_6}{-\omega_1} = \frac{\omega_7}{-\omega_1}$). O teste BDS é utilizado para verificar a existência de relações não-lineares. Os resultados serão apresentados a seguir.

4.4 Dados

Nosso modelo está composto de variáveis econômicas, financeiras e ambientais para indicar a produção de energia renovável, conforme especificações presentes na literatura (Bayale et al., 2021; da Silva et al., 2018; Iqbal et al., 2023; Przychodzen & Przychodzen, 2020)[25, 75, 114, 129]. Na Tabela 4.1 temos sumarizadas as informações acerca das variáveis utilizadas.

Tabela 4.1: Descrição das variáveis

Variável	Símbolo	Medida	Anos	Fonte
Emissões de CO2	CO2	Quiloton (kq)	1979-2020	BP Statistical Review
Investimento Externo Direto (IED)	FDI	Entradas líquidas, US\$ correntes	1979-2020	Banco Mundial
PIB per capita	PIB	Preços constantes (2010/US\$)	1979-2020	Banco Mundial
Produção Renovável de Energia	REP	Quad BTU	1979-2020	BP Statistical Review
Stocks trade	ST	US\$ correntes	1979-2020	Banco Mundial

Fonte: Elaboração dos autores.

A variável dependente adotada em nosso modelo consistirá na produção de energia, extraída dos relatórios da BP *Statistical Review*. Corresponde aos recursos energéticos advindos de energia eólica, solar e hidroelétrica. Seguindo os estudos de Iqbal et al. (2023)[75] e Przychodzen & Przychodzen (2020)[114], nossa variável dependente foi convertida de TWh para quad Btu (1 TWh = 3.412 quad BTU). A variável de CO2 está mensurada em quilotons (kt). A variável de PIB está medida de PIB per capita a preços constantes (US\$/2010). Na Tabela 2 apresentamos as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 4.2: Estatísticas descritivas

Símbolo	Medida	Média	Desvio padrão	Min.	Máx.
Ano	Ano	1999.5	12.2678	1979	2020
CO2	Quiloton (kq)	5.646	0.3556	5.092	6.225
FDI	US\$ correntes	23.10	1.6844	19.66	25.35
PIB	LCU (2010/US\$)	9.690	0.1520	9.458	9.954
FD	US\$ correntes	20.146	18.621	1.196	94.824
REP	Quad BTU	85.586	117.867	6.141	431.630

Fonte: Elaborado pelos autores.

Utilizou-se duas variáveis para indicar o impacto do desenvolvimento financeiro sobre a adoção de energias renováveis: indicador de desenvolvimento financeiros calculado pelo Fundo Monetário Internacional e ações negociadas Crédito interno ao setor privado em porcentagem do PIB. O estudo também incorporou o papel do IDE como uma variável de controle que é medida como entradas líquidas de investimento estrangeiro direto no dólar corrente. Todas as variáveis consistem em valores anuais compreendidas no período de 1979-2020 e foram convertidas em logaritmo natural.

4.5 Resultados empíricos e discussões

Na presente pesquisa, os testes de estacionariedade possuem o objetivo de indicar que nenhuma variável incluída no modelo possui ordem de integração maior que 2 ($I(2)$). Isso justifica-se devido

ao fato de a aplicação dos modelos ARDL E NARDL permitir a adoção de variáveis que sejam I(0), I(1) ou uma mistura de ambas (Iqbal et al., 2023)[75] Na Tabela 4.3 estão os resultados para os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Zivot-Andrews. Nenhuma variável adicionada ao modelo possui ordem de integração maior que I(1). Portanto, a escolha metodológica não foi prejudicada.

Tabela 4.3: Teste de Estacionariedade

Augmented Dickey-Fuller				
Variável	I(0)	I(1)	Decisão	Break date
REP	4.8030	-1.6649*	I(1)	
GDP	0.8482	-3.0426**	I(1)	
CO2	1.6876	-2.4107**	I(1)	
FD	0.3295	-3.8376***	I(1)	
FDI	0.8594	-5.061***	I(1)	
Zivot-Andrews				
REP	-3.9703	-4.9007*	I(1)	1989
GDP	-3.7127	-5.1443**	I(1)	2009
CO2	-4.1897	-4.9416*	I(1)	2009
FD	-4.2886	-5.3813**	I(1)	1990
FDI	-3.3703	-6.4926***	I(1)	1986

Nota: *p-valor < 0.10; **p-valor < 0.05; *** Todos p-valores < 0.01.

Fonte: Preparado pelos autores.

Para avaliar o número apropriado de defasagens, utilizou-se o critério de Informação de Akaike (AIC). Seguindo Iqbal et al. (2023), limitamos o valor máximo de defasagens a 2, haja visto que estamos utilizando dados anuais. Os resultados do teste estão apresentados na Tabela 4.4, em que são apresentadas as 5 melhores combinações de defasagens segundo o critério AIC. Concluímos que o modelo com uma defasagem para a produção e energias renováveis e uma defasagem para o PIB apresentou melhor índice AIC, sendo adotada para a estimação.

Tabela 4.4: Critério de Informação Akaike

Nº de defasagens						
#	REP	CO2	FDI	FD	GDP	AIC
1	1	0	0	0	1	-76.793
2	1	0	0	1	1	-76.242
3	1	0	1	1	1	-74.807
4	1	0	0	0	0	-74.690
5	1	1	1	1	1	-74.162

Fonte: Preparado pelos autores.

Por fim, a aplicação do modelo NARDL depende da independência linear entre as variáveis incluídas. Na Tabela 4.5, são apresentados os resultados do teste Brock, Dechert e Scheinkman

(*BDS test*). A estatística do teste BDS resultou significativa a 1% para todas as variáveis em todas as 6 dimensões, tornando possível a investigação de efeitos assimétricos das variáveis GDP, CO₂ e FD sobre a produção de energia renovável no Brasil.

Tabela 4.5: Brock, Dechert and Scheinkman (*BDS test*)

	PIB	CO2	DF
Dimensão	Estatística BDS		
2	0.0760***	0.1778***	0.5805***
3	0.1216***	0.2845***	0.9288***
4	0.1673***	0.3912***	1.2770***
5	0.2129***	0.4979***	1.6253***
6	0.2585***	0.6046***	1.9736***

Nota: *p-valor < 0.10; **p-valor < 0.05; *** Todos p-valores < 0.01.

Fonte: Preparado pelos autores.

4.5.1 Estimativas ARDL

Nas Tabelas 4.6 e 4.7 são reportados os resultados principais, as estimativas ARDL e NARDL. Começaremos discutindo os resultados do ARDL. No curto prazo, a estimativa de PIB resultou negativa e significativa. Em termos numéricos, um aumento de 1% no PIB promove uma redução de 4.39% de produção de energia renovável. Esse resultado, apesar de parecer controverso, condiz com o comportamento de consumo de energia relacionado ao setor industrial e às pressões de crises hídricas sobre a matriz energética do país. No ano de 2021, o setor industrial e de transporte de cargas foram responsáveis pelo consumo de aproximadamente 65% de energia no país. Com exceção do setor de Alimentos e Bebidas, todos os demais segmentos industriais apresentaram um aumento no consumo de energia. No mesmo período, destacou-se o crescimento de consumo de carvão mineral (11.8% em relação a 2020) e do uso de gás natural (20.8%) (EPE, 2021)[56]. Isto é, no curto prazo, frente a aumento de demanda interna e externa, o setor industrial pode enfrentar possibilidades de substituição limitadas. Especialmente se forem associadas à redução dos reservatórios de usinas hidrelétricas, o que motiva o acionamento de usinas termoeletricas a base de combustíveis fósseis. Esse resultado é também consistente com o encontrado Polloni-Silva et al. (2021)[113] e Benzerrouk et al. (2021)[26] quando estudada a relação entre PIB e emissões de CO₂. A variável CO₂ apresentou direção positiva e significativa estatisticamente.

Tabela 4.6: Estimativas ARDL

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
Curto prazo				
DGDP	-4.339***	0.870	-4.99	0.000
DCO2	0.903**	0.480	-2.51	0.022
DFDI	0.017	0.038	0.44	0.666
DFD	0.044	0.084	0.52	0.608
longo prazo				
GDP	4.044***	0.799	5.06	0.000
CO2	2.480***	0.625	3.97	0.001
FD	0.238	0.292	0.81	0.427
FDI	-0.208	0.141	-1.47	0.159
Log likelihood	65.79			
Número de obs.	38			
R-Squared	0.7673			
Adj R-Squared	0.5217			

Nota: Coluna (*) indica o nível de significância estatística da relação de causalidade simétrica. (*) $p < 0.10$ (**) $p < 0.05$ (***) $p < 0.01$.

Fonte: Preparado pelos autores.

Já no longo prazo, a relação entre PIB e produção de energias renováveis resultou positiva. Em particular, o aumento de 1% do PIB promove um aumento de 4.04% na produção de energia renovável. Esse resultado é consistente com outros estudos realizados para o Brasil ((Matos, 2020; Polloni-Silva et al., 2021)[96, 113], para países da América Latina (Vural, 2021) e para países em desenvolvimento (Iqbal et al., 2023; Przychodzen & Przychodzen, 2020)[75, 114]. No longo prazo, as emissões de CO2 também apresentaram relação positiva. O aumento de 1% de emissões de CO2 estão relacionadas ao aumento de 2.48% da produção de energias renováveis. As variáveis de investimento externo direto e desenvolvimento financeiro não resultaram significativas no curto e longo prazo. No entanto, o sinal negativo de investimento externo direto no longo prazo chama a atenção, apesar de tal relação não ser estatisticamente significativa.

4.5.2 Estimativas NARDL

Nesta seção, analisamos os efeitos assimétricos de PIB, emissões de CO2, investimento externo direto e desenvolvimento financeiro sobre a produção de energia renovável no Brasil. Isto é, se variações positivas e negativas impactam de modo distinto nossa variável dependente. Os resultados estão apresentados na Tabela 4.7.

No curto prazo, as variações assimétricas do PIB resultaram estatisticamente significativas. As variações positivas afetam negativamente a produção de energia renovável. No entanto, as variações negativas afetam em magnitude ainda maior. Numericamente, uma redução em 1% do PIB causa uma redução de 6.42% da produção de energia renovável. Os efeitos assimétricos de emissões de CO2 não resultaram significativos no curto prazo. Já o efeito assimétrico de desenvolvimento financeiro e investimento externo direto, diferente do modelo ARDL, possuem efeito estatisticamente significativo. Tanto variações positivas quanto variações negativas no desenvolvimento financeiro reduzem a produção de energia renovável no curto prazo. Comportamento distinto do investimento

externo direto, em que variações positivas aumentam a produção de energia renovável e variações negativas reduzem, em magnitude ligeiramente maior.

Tabela 4.7: Estimativas NARDL

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
Curto prazo				
D(PIB ⁺)	-2.394**	0.809	-2.96	0.013
D(PIB ⁻)	-6.421**	1.251	2.26	0.045
D(CO ₂ ⁺)	-0.018	0.769	-0.02	0.981
D(CO ₂ ⁻)	-1.424	1.095	-1.30	0.220
D(DF ⁺)	-0.287***	0.076	-3.75	0.003
D(DF ⁻)	-0.296***	0.735	-4.03	0.000
D(FDI ⁺)	0.245***	0.062	3.94	0.002
D(FDI ⁻)	-0.296***	0.073	-4.03	0.002
Longo prazo				
PIB ⁺	3.995***	1.163	3.43	0.006
PIB ⁻	-5.573***	1.387	-4.02	0.002
CO ₂ ⁺	-1.204*	0.598	-2.01	0.069
CO ₂ ⁻	3.538**	1.324	2.67	0.022
DF ⁺	0.117	0.067	1.74	0.109
DF ⁻	-0.401***	0.076	-5.22	0.000
FDI ⁺	-0.221**	0.074	-2.95	0.013
FDI ⁻	0.625***	0.108	5.77	0.000
Const.	-0.716	0.494	-1.45	0.175
Diagnostico				
F-test	5.60***			
Portmanteau test	30.34**			
BP	0.3145			
RESET	2.211			
Jarque-Bera test	0.7134			

Nota: Coluna (*) indica o nível de significância estatística da relação de causalidade simétrica. (*) p < 0.10 (**) p < 0.05 (***) p < 0.01.

Fonte: Preparado pelos autores.

No longo prazo, variações positivas do PIB estão ligadas a um aumento de 3.99% na produção de energia renovável. Por outro lado, uma variação negativa de PIB possui um efeito contrário com magnitude maior, -5.57%. A variação positiva de 1% em emissões CO₂ estão relacionadas a redução de -1.20% na produção de energia renovável. Se destaca o efeito de uma variação negativa de desenvolvimento financeiro, estando ligada a uma redução de 0.441% da produção de energia renovável. Bem como o efeito assimétrico de investimento externo direto. Contrariando as expectativas a priori, no longo prazo, a variação positiva de 1% de IED está ligada uma redução de -0.221% de produção de energia renovável. Uma variação negativa em 1% de IED está ligada um

aumento de 0.625% de PER. Esse resultado é consistente com o encontrado por Polloni-Silva et al. (2021)[113], indicando a possibilidade da validade da hipótese de *pollution haven* no Brasil (Chandrika et al., 2022)[41]. No entanto, mais evidências se fazem necessárias. Os testes F, Portmanteau, BP, RESET e Jarque-Bera indicam que nossos resultados não incorrem em problemas de correlação serial de primeira ordem, heterocedasticidade e má especificação.

Por fim, na Tabela 4.8 são apresentados os testes de causalidade simétrica em que relações unidirecionais tais como PIB $\rightarrow$ PER, PER $\rightarrow$ DF, PER $\rightarrow$ FDI, DF $\rightarrow$ CO2, CO2 $\rightarrow$ FDI e DF $\rightarrow$ FDI foram identificadas. A relação entre DF e PIB resultou bidirecional, como o esperado. O aumento do desempenho de mercados financeiros é tido como importante mecanismo de crescimento econômico.

Tabela 4.8: Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	Chi ² (2)	Prob.	(*)
PIB $\rightarrow$ PER	5.16	0.0756	*
PER $\rightarrow$ PIB	1.10	0.5769	
CO2 $\rightarrow$ PER	0.17	0.9164	
PER $\rightarrow$ CO2	4.30	0.1163	
DF $\rightarrow$ PER	0.89	0.6417	
PER $\rightarrow$ DF	7.25	0.0266	**
FDI $\rightarrow$ PER	2.99	0.2237	
PER $\rightarrow$ FDI	6.66	0.0359	**
CO2 $\rightarrow$ PIB	0.04	0.9826	
PIB $\rightarrow$ CO2	1.21	0.5473	
DF $\rightarrow$ PIB	12.91	0.0016	***
PIB $\rightarrow$ DF	7.34	0.0255	**
FDI $\rightarrow$ PIB	0.30	0.8605	
PIB $\rightarrow$ FDI	0.52	0.7719	
DF $\rightarrow$ CO2	11.55	0.0031	***
CO2 $\rightarrow$ DF	0.29	0.8664	
FDI $\rightarrow$ CO2	1.69	0.4286	
CO2 $\rightarrow$ FDI	6.75	0.0343	**
FDI $\rightarrow$ DF	1.14	0.5647	
DF $\rightarrow$ FDI	8.49	0.0144	**

Nota: Coluna (*) indica o nível de significância estatística da relação de causalidade simétrica. (*) $p < 0.10$ (**) $p < 0.05$ (***) $p < 0.01$.

Fonte: Preparado pelos autores.

4.6 Considerações finais

Este estudo buscou analisar os determinantes macroeconômicos da produção de energia renovável no Brasil. Nossos resultados indicam que no curto prazo, tanto os efeitos simétricos quando os assimétricos de um aumento no PIB reduzem a produção de energia renovável no país. Por outro lado, no longo prazo, o aumento de 1% no PIB promoveria o aumento de aproximadamente 4%.

Além disso, o efeito da ampliação do mercado financeiro como indicador ao desenvolvimento do setor no Brasil apresentou efeitos assimétricos estatisticamente significativos no sentido de redução da produção de energias renováveis.

Além disso, nossos resultados também indicaram um importante papel do investimento externo direto na produção de energias renováveis no curto prazo. Entretanto, no longo prazo, o aumento de 1% do IED está relacionado a redução na produção na ordem de aproximadamente 0.22%. Isso aponta para a relevância de estudos acerca do nível, comportamento e natureza dos investimentos domésticos e externos no Brasil e a importância de manter regulações ambientais atualizadas para evitar a importação de setores produtivos ineficientes no sentido energético, tal como preconizado pela hipótese de *pollution haven* (Chandrika et al., 2022; Naqvi et al., 2023)[41, 102]. O governo, assim, terá papel importante na condução do processo de transição energética no país através de investimentos e políticas energéticas de incentivos a ampliação da capacidade instalada de geração.

Indicamos, ademais, que apesar de este estudo apresentar uma primeira evidência – até o momento da escrita deste artigo – acerca de determinantes macroeconômicos da produção de energia renovável no Brasil através de modelos ARDL e NARDL, indica-se na literatura a adequação do uso de modelos mais avançados, como o Quantile Autorregressive Distributed Lag Model, QARDL. O estudo empírico ligado ao papel do desenvolvimento financeiro e do investimento externo direto no Brasil também se apresentou cientificamente inquietante, indicando os temas para futuras pesquisas.

5. Inflação, Crescimento Econômico dos BRICS



Brasil Rússia Índia China África do Sul

Inflação e Crescimento Econômico: Evidências para os Países Pertencentes aos BRICSs

Thais Bastos de Souza
Daiane Rodrigues dos Santos

Resumo

Países em estágios iniciais de desenvolvimento tendem a ter uma relação negativa entre inflação e crescimento econômico, enquanto países mais desenvolvidos podem ter uma relação mais complexa. Os efeitos negativos da inflação podem refletir na poupança e o investimento, fazendo que os indivíduos e empresas percam a confiança na moeda e em instituições financeiras, o que pode levar a uma fuga de capitais e a uma redução do investimento. Este trabalho analisa o impacto da taxa de inflação no crescimento do produto interno dos países pertencentes aos BRICS e para isso foram utilizados dados de séries temporais do índice de preços ao consumidor e do PIB a preços correntes, ambos em frequência trimestral para o período entre 2003-01-01 até 2021-07-01. Os dados foram aplicados em um modelo VAR, nos quais os resultados corroboraram para que não haja *trade-off* entre inflação e taxa de crescimento para Índia, Rússia, China e África do Sul, e Brasil.

5.1 Introdução

A ideia de criar um grupo de países emergentes, os BRICS, surgiu em 2001, quando o economista Jim O'Neill, do Goldman Sachs, cunhou o termo em um relatório sobre as perspectivas econômicas globais (Stuenkel, 2020)[13]. O primeiro encontro dos líderes dos BRICS ocorreu em 2009, na Rússia, e desde então o grupo tem se reunido anualmente em cúpulas para discutir questões de interesse mútuo. Como apontou O'Neill, os BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) têm se destacado como um bloco de poder crescente no cenário geopolítico internacional, buscando uma maior participação nas decisões globais e questionando o papel das potências tradicionais. Com um quarto do PIB global e mais de 40% da população mundial, os BRICS têm uma influência cada vez mais significativa no cenário econômico mundial, além de representarem um importante mercado para as empresas de todo o mundo (Biggeri e Sanfilippo, 2009)[30].

De acordo com o Banco Mundial, os BRICS têm apresentado um crescimento econômico expressivo nos últimos anos. Em 2020, por exemplo, a China foi a única grande economia a registrar crescimento em meio à pandemia de COVID-19, enquanto o Brasil, a Rússia e a Índia tiveram quedas significativas em seu PIB. Ainda assim, esses países têm um grande potencial de crescimento a médio e longo prazo, com destaque para a China e a Índia, que são atualmente as economias de mais rápido crescimento entre os BRICS (World Bank, 2023)[65].

A relação entre inflação e crescimento econômico é complexa e pode variar dependendo do contexto econômico, das políticas adotadas pelo governo e de outros fatores como o estágio de desenvolvimento da economia do país. Embora haja evidências de que a inflação pode ter efeitos negativos no crescimento econômico, também existem argumentos de que a inflação moderada pode ser benéfica em determinadas circunstâncias. (Muzaffar e Junankar, 2014)[101]

Em geral, países em estágios iniciais de desenvolvimento tendem a ter uma relação negativa entre inflação e crescimento econômico, enquanto países mais desenvolvidos podem ter uma relação mais complexa. Nos países em desenvolvimento, a inflação pode ter efeitos negativos no crescimento econômico, pois pode afetar negativamente a poupança e o investimento. Altas taxas de inflação podem fazer com que os indivíduos e empresas percam a confiança na moeda e em instituições financeiras, o que pode levar a uma fuga de capitais e a uma redução do investimento.

Vinayagathan (2013)[137] investigou a existência de um nível limite para a inflação e como tal nível afeta o crescimento das economias asiáticas. O autor usou uma regressão com dados em painel, que permitiu efeitos fixos e endogeneidade. O autor constatou uma relação não linear entre inflação e crescimento econômico para 32 países asiáticos no período 1980-2009.

Uma análise para os BRICS mostrou que o impacto da inflação no crescimento econômico tem efeitos diversos e os países não seguem um padrão de resposta. Segundo Manamperi(2014)[93] utilizando um modelo VAR (Modelo Autoregressivo Vetorial) para o período entre 1980 e 2012, foram encontrados evidências de uma relação entre as duas variáveis para todos os países dos BRICS. Os estudos do autor mostram que um choque inflacionário gera um impacto positivo no crescimento econômico de curto prazo para Rússia e Índia, nesta última esse efeito permanece até mesmo no longo prazo, enquanto China e África do Sul o efeito é negativo e no caso brasileiro o efeito é nulo.

O objetivo do presente trabalho é analisar como a inflação pós crise sanitária do covid-19, tem afetado o crescimento econômico dos países em desenvolvimento pertencentes aos BRICS, comparando a trajetória dos preços com anos anteriores. E a partir disso buscar entender as possíveis razões para a baixa ou alta taxa de crescimento, os acontecimentos recentes que podem estar afetando a taxa de inflação, como os desdobramentos da guerra entre Rússia e Ucrânia, e desaceleração da economia mundial. Em seguida avaliar quais tem sido as políticas implementadas por cada autoridade fiscal e monetária, os efeitos obtidos e quais são as perspectivas de crescimento para os próximos anos.

Este artigo será dividido em cinco seções, a segunda seção inicia uma breve análise descritiva conjuntural sobre os indicadores dos países, tais como PIB, taxa de inflação, taxa de investimento direto, além da revisão de literatura, e bibliometria, na terceira seção a metodologia no qual estimamos a relação entre a inflação e o crescimento econômico através do modelo VAR, na quarta seção os resultados obtidos e por fim na quinta seção temos a conclusão.

5.2 BRICS

Brasil, Rússia, Índia e China à partir de 2009 iniciaram reuniões anuais a fim de estabelecer uma parceria, mesmo que sem a institucionalização de um bloco econômico, mais tarde África do Sul se juntou à coalização, acrescentando o "S" dos BRICS em 2010. A associação desses países busca promover o desenvolvimento de suas economias, através de compartilhamento de dados, coordenações de políticas e tratados de comércio.

De acordo com o relatório *BRICS Investment Report* das Nações Unidas, publicado em 2023[14], com 42% da população mundial e mais de um quarto do PIB global, os países do BRICS agora constituem uma coalização dos países mais significativos do mundo. Substancialmente, os BRICS experimentaram um aumento em sua proeminência econômica nas últimas décadas como motores do comércio, investimento e crescimento mundial. Apesar de o bloco ser uma aliança não oficial sem uma carta formal, adquiriu um caráter mais institucional tanto por meio de altos níveis de interação política (como conferências anuais), quanto a criação de instituições econômicas como o Novo Banco de Desenvolvimento (NDB) e o Arranjo Contingente de Reservas (CRA).

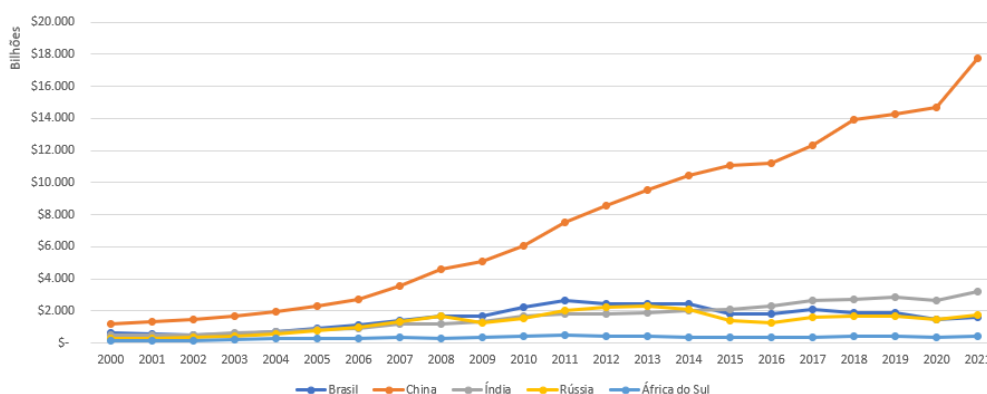
Os países que compõem o grupo denominado BRICS têm em comum algumas características econômicas importantes. Um estudo publicado em 2020 pela Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL)[4] apontou que, apesar das diferenças entre eles, os BRICS

compartilham a condição de serem grandes economias emergentes, com um papel crescente no comércio internacional e a diversificação de suas economias, com destaque para os setores de serviços, indústria e agricultura (CEPAL, 2020)[4].

Segundo Bezerra e Silva (2021)[29], Brasil e Rússia tem adotado o modelo de crescimento baseado na venda de commodities, enquanto China e Índia são baseados em manufaturas e investimento externo, apesar disso tem determinantes de crescimento em geral semelhantes. Os autores utilizaram dois modelos para identificar determinantes de crescimento para os BRICS, Vetores Autoregressivos (VAR) e Análise de Decomposição de Variância (ADV) para o período entre 2000 a 2016 e concluíram que o crescimento brasileiro e chinês são determinados principalmente pelo investimento e a taxa de inflação, África do Sul além da taxa de câmbio e do grau de abertura, o maior percentual do crescimento também é explicado pela taxa de inflação, enquanto a Índia cresce principalmente pela influência da taxa de câmbio real e por fim, a Rússia mesmo que com pouca significância é afetada pelo nível populacional, a taxa de câmbio real efetiva e o investimento direto estrangeiro.

Na última década a mudança dos pesos econômicos absolutos e relativos das economias do BRICS transformaram a forma da economia global. A participação dos BRICS no PIB global cresceu de 18% em 2010 para 26% em 2021, com aumentos em todos os anos durante o período. Uma razão significativa para esta tendência ascendente é o crescimento da China, como podemos observar abaixo na Figura 5.1, que representou mais de 70 por cento do PIB dos BRICS, em 2021. Em termos per capita, os BRICS como um grupo tiveram um PIB per capita nominal de US\$ 7.666 em 2021, contra o PIB global per capita de US\$ 12.263 no mesmo ano. No entanto, em termos de paridade do poder de compra, a média do PIB per capita (PPC) para as economias do BRICS é de US\$ 17.990, muito mais perto da média global do PIB per capita (PPC) de US\$ 18.721,6. (Nações Unidas, 2023)[14]

Figura 5.1: Evolução do PIB nominal dos BRICS entre 2000-2021(USD bilhões)



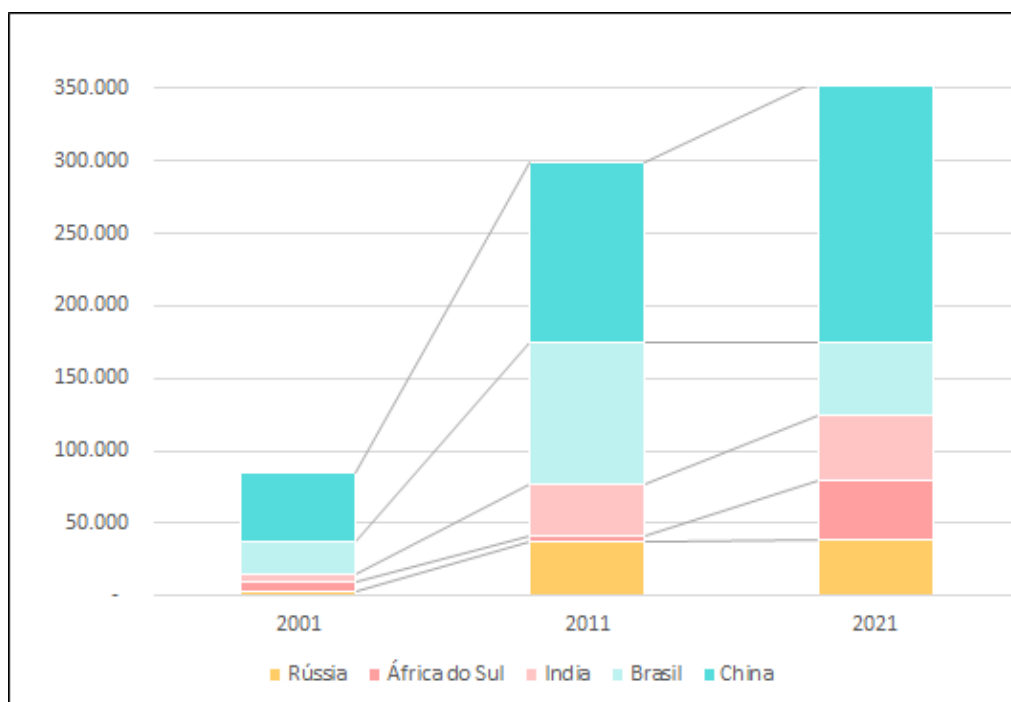
Fonte: Elaboração própria com base de dados: World Bank

Os cinco maiores emergentes juntos comprovaram as expectativas de O'neil e aumentaram sua participação no PIB mundial exponencialmente, nos anos de 2003, 2010 e 2021 obtiveram respectivamente, 9%, 18% e 25,6% de participação do produto.(World Bank,2023)[65]. O destaque dessas economias juntas possibilitou a criação de artifícios para se protegerem da volatilidade externa. Um deles foi a criação do Novo Banco de Desenvolvimento (NBD) em 2015, que financia projetos e promove liquidez em países em desenvolvimento adaptados às necessidades dos países periféricos, taxa de juros reduzidas e emissão em moeda local, se desvinculando das regras de instituições de grandes potências como FMI e Banco Mundial.

Dados de investimento direto estrangeiro da UNCTAD (relatório BRICS *Investment Report* das

Nações Unidas, 2023) mostram que os BRICS, como um grupo, registraram um aumento de mais de quatro vezes em seus fluxos anuais de IDE (Investimento Estrangeiro Direto), de US\$ 84 bilhões em 2001 para US\$ 355 bilhões em 2021 (Figura 5.2). A participação deles nas entradas globais de IDE também dobraram de 11% em 2001 para 22% em 2021. Os fluxos de IDE para os BRICS aumentaram anualmente em 13,5% durante os primeiros dez anos do século XXI, mostrando uma taxa de crescimento robusta. Embora isso fosse esperado em uma época em que o investimento estrangeiro estava aumentando, a taxa foi quase o dobro da média global de 7,6%. Os fluxos de IDE para os BRICS cresceram a uma taxa anual de 1,7% de 2011 a 2021, uma desaceleração acentuada. Isso foi um reflexo do clima de investimento deprimido globalmente, já que a taxa média de crescimento anual dos influxos de IDE na década começou a cair.

Figura 5.2: Evolução do Investimento direto externo entre 2001-2021(USD bilhões)



Fonte: Relatório BRICS *Investment Report* das Nações Unidas

Ainda segundo o relatório BRICS *Investment Report* das Nações Unidas, publicado em 2023, de 2001 a 2010, os fluxos IED dos BRICS cresceram de um 1% dos fluxos globais para mais de 10%. Durante este período, a taxa de crescimento anual do IED, de 33% foi três vezes maior que a média global. Em 2020, a participação dos fluxos de IED dos BRICS atingiu 20% dos fluxos globais. Apesar de ter recuado desde então, como parcela das saídas globais, o valor absoluto dos IEDs dos BRICS atingiram a maior alta histórica em 2021, em quase US\$ 250 bilhões e, embora a taxa de crescimento anual dos IEDs tenha diminuído acentuadamente na década de 2011-2021, refletindo o ambiente global para o IED, a taxa de crescimento anual dos IEDs dos BRICS permaneceu acima que a média global (10 vezes maior).

A estabilidade econômica emite sinais importantes para atrair investimento direto estrangeiro. A política monetária é um dos alvos relevantes entre os BRICS, no relatório de 2020 foi reiterado a discussão para se desvincular do dólar americano em transações e diminuir a dependência externa. Esse processo já foi iniciado através do NBD que implementou a emissão de financiamento para os países em moeda doméstica, mas é uma das metas do grupo de ampliar as negociações sem a

utilização do dólar americano e para isso o "BRICS PAY" seria um novo método para estabelecer um sistema comum para pagamentos de varejo e transações entre seus membros. (Liu e Papa,2022)[10]

O Brics *pay* é uma alternativa a utilização do sistema SWIFT de pagamentos europeu, que já está em fase testes na África do Sul desde 2019. A moeda chinesa já é a moeda mais negociada entre os emergentes, responsável por 4,3% do volume de negócios global, sendo a oitava moeda mais transacionada, enquanto a rúpia indiana 1,7% (Liu e Papa,2022)[10]. Esses fatores corroboram para a proteção da inflação causada pela volatilidade do dólar.

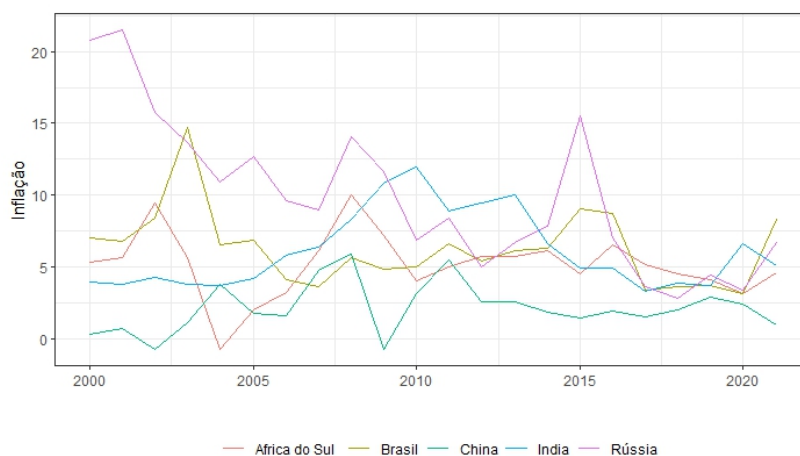
O estudo publicado por Kalemli-Ozcan *et al.* (2013)[79] ressalta a transmissão de crises financeiras de bancos globais para países em desenvolvimento, incluindo os países do BRICS. Os autores concluem que os países do BRIC são especialmente vulneráveis à transmissão de crises financeiras devido à sua alta dependência do financiamento externo. Eles sugerem que os países do BRIC devem implementar políticas macro-prudenciais para reduzir sua vulnerabilidade a choques financeiros externos.

A preocupação pela estabilidade de preços e credibilidade de suas economias é demonstrada através do regime de metas de inflação e câmbio flutuante implementado por quatro dos cinco países, exceto a China que ainda mantém um regime de câmbio fixo (BEKAREVA e MELTENISOVA, 2017)[27]. Mesmo assim, todos eles mantêm uma meta de inflação abaixo de 5% como preconizado pelo Fundo Monetário Internacional, a meta brasileira é de 3,25%, a sul-africana 3,6%, enquanto a indiana e russa de 4%, e por fim a meta Chinesa de 3%.

Sobre isso, Dutta e Das (2018)[52] examinaram a implementação da política de metas de inflação nos países do BRIC e sua eficácia na transmissão da política monetária. Os autores concluem que a política de metas de inflação tem sido eficaz na redução da inflação nos países do BRICS, mas a transmissão da política monetária tem sido menos eficaz do que em economias desenvolvidas. Eles sugerem que os países do BRICS devem continuar a aprimorar suas estruturas institucionais para melhorar a transmissão da política monetária.

Na Figura 5.3, podemos observar a convergência da taxa de inflação entre os BRICS a partir de 2016, sobre isso, Lima e Mota (2019)[86] analisaram a convergência da inflação e a integração monetária entre os países do BRICS. Os autores utilizam uma abordagem estatística para examinar se as taxas de inflação dos países do BRICS estão convergindo ao longo do tempo. Eles concluem que há evidências de convergência entre as taxas de inflação dos países do BRICS, o que sugere que os países estão se aproximando de uma integração monetária mais completa.

Figura 5.3: Taxa de Inflação dos BRICS entre 2000-2021(%)



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *World Bank*

A estratégia desses países vem despertando interesse de outras nações para fazer parte da cooperação entre BRICS, a fim de obter maior representatividade e vantagens comerciais. De acordo com Alexander Jones (2022)[64] Irã, Argélia, Argentina, Arábia Saudita, já manifestaram interesse em fazer parte do bloco, enquanto Turquia, Egito, Afeganistão e Indonésia seriam fortes candidatos à entrada ao grupo.

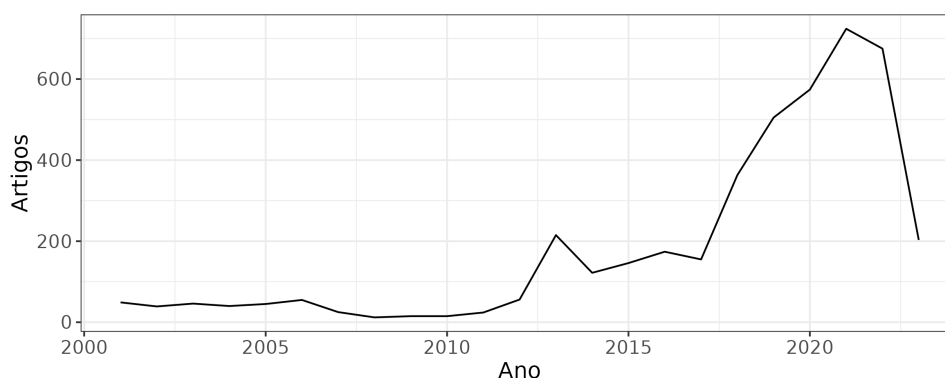
5.2.1 Bibliometria

A Bibliometria é uma área de estudos que tem por fim, a utilização de ferramentas estatísticas a fim de auxiliar a pesquisa acadêmica, através dessas ferramentas é possível investigar e quantificar ao longo do tempo o processo de comunicação escrita sobre determinado assunto. É baseada principalmente na investigação de índices de produtividade: número de publicações sobre determinado tema e o período de ocorrência, publicações por autor, região geográfica, e por periódico (GUEDES, 2012)[67].

A partir desses dados é possível organizar as informações e otimizar o tempo gasto na pesquisa acadêmica. Esta seção dedica-se ao estudo da bibliometria para as palavras chaves “brics”, “inflation”, e “growth” nos artigos publicados pela base de dados da *Web of Science*.

A princípio utilizamos apenas a palavra-chave “brics”, que se refere a coalização formada por cinco países ditos anteriormente, para observar como esse tema evoluiu entre 2000 e 2022, foi escolhido esse período pois é concomitante quando o termo BRIC foi mencionado pela primeira vez. Podemos ver na Figura 5.4 que a partir de 2013 houve um salto do número de publicações que saíram de uma média de 30 publicações entre 2000 e 2012, para uma média de 365 publicações entre 2013 e 2022, um forte indício de que esses países se tornaram expressivos nos últimos dez anos.

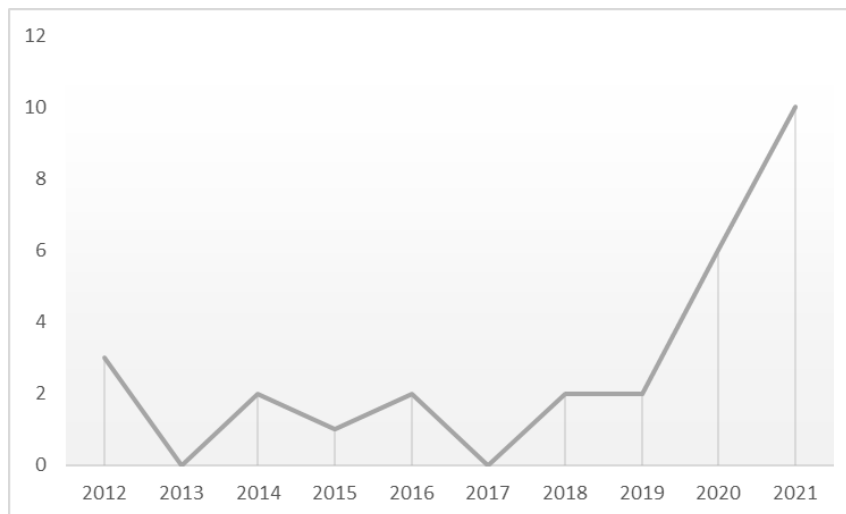
Figura 5.4: Evolução de publicações de artigos: BRICS



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Em contraposição a essa quantidade expressiva de publicações, na Figura 5.5 quando as palavras-chaves são modificadas para “brics”, “inflation”, e “growth”, esse número cai para apenas 40 publicações ao total (Figura 5.5), indicando a escassez de estudos que correlacionem inflação e crescimento econômico para os Brics.

Figura 5.5: Evolução anual de publicações de artigos: BRICS, Inflação e Crescimento

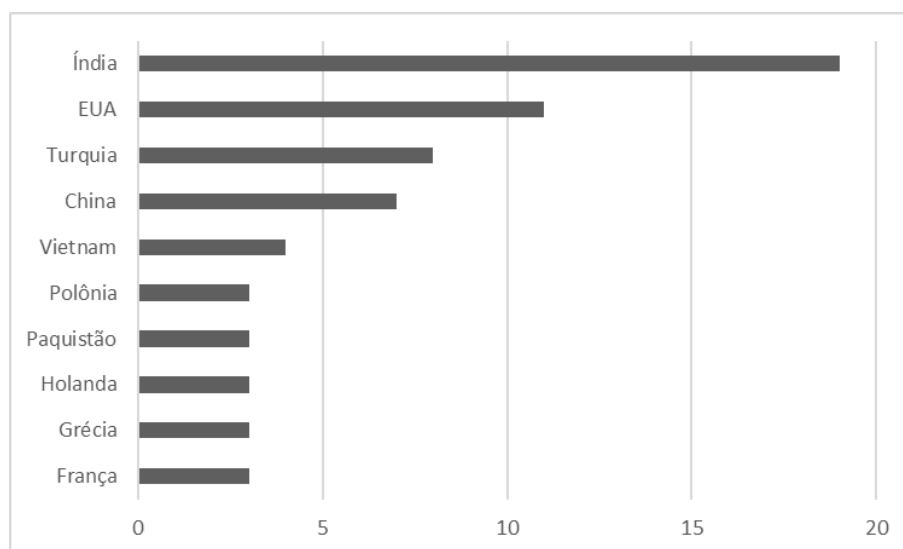


Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Os países que mais têm interesse sobre o tema o tema são Índia, que lidera o ranking com 11 artigos publicados, seguidos de Estados Unidos com 11 e Turquia com 8. Na Figura 5.6 observa-se que o Brasil não é inserido na lista dos 10 que mais publicaram, pois só tem um artigo.

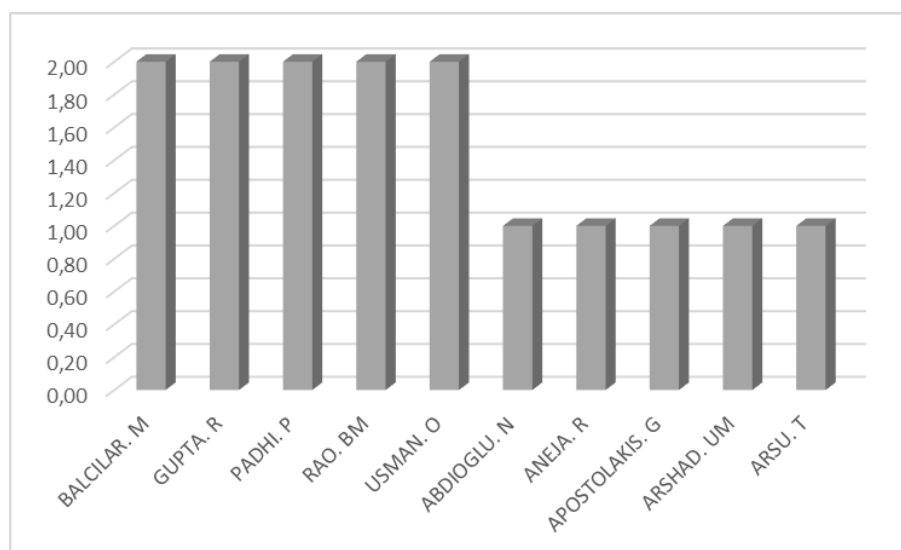
Por fim, temos a lista de autores que publicaram sobre esse tema (Figura 5.7), que mantém uma média de duas publicação apenas, então não há nenhum autor que se destaque frente aos outros, e na Figura 5.8 temos a lista das revistas mais influentes.

Figura 5.6: Publicações por país



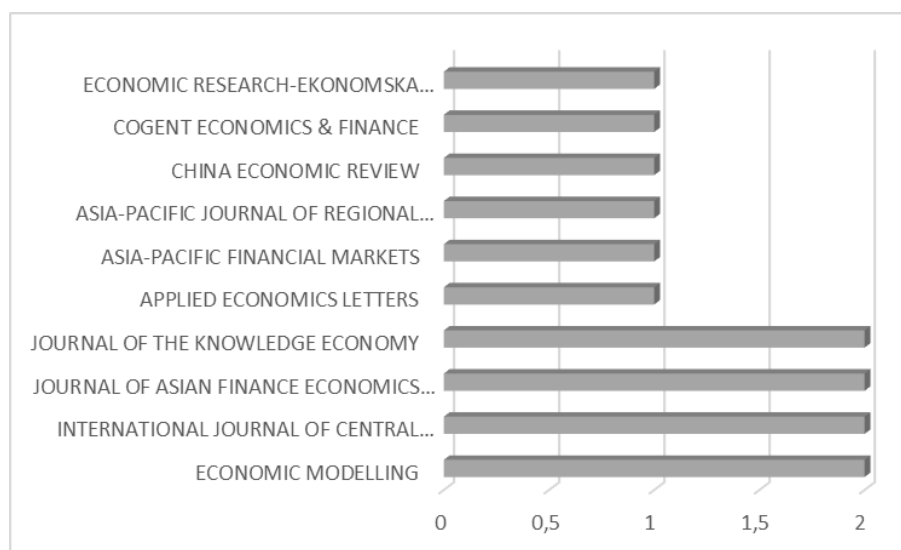
Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Figura 5.7: Autores mais influentes



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

Figura 5.8: Revistas mais relevantes



Fonte: Elaboração própria com base de dados: *Web of Science*

5.3 Referencial teórico

A relação entre inflação e crescimento têm intrigado os *policy makers* desde quando fora assumido que o nível nominal de moeda pode afetar o produto real da economia, causado pelo falta de ajuste instantânea dos preços (BLANCHARD,1987)[31]. Segundo Ball, Mankiw e Romer (1988)[23], a rigidez de preços e os efeitos da inflação média na relação produto-inflação é o que distingue os modelos tradicionais keynesianos dos modelos novo clássicos. Enquanto os primeiros, estimam os efeitos do choque inflacionário no agregado, sendo representados pela curva de Phillips, a versão alternativa, o modelo de Lucas, incorpora também as escolhas microeconômicas dos

agentes. A forma como os agentes interpretam o choque no nível de preços definirá a magnitude do ajuste na produção, caso entendam que é uma mudança relativa nos preços se beneficiariam mudando a produção, caso compreendam que é uma mudança no agregado, não alterariam seu comportamento. Portanto, o modelo de Lucas torna possível a análise no curto prazo da curva de Phillips.

As autoridades políticas estão em busca de novas formas de estimular o crescimento econômico, acredita-se que o controle inflacionário é um destes. O regime de metas de inflação foi adotado pela maioria dos BRICS, que têm sua política monetária voltada para atenção às expectativas de inflação dos agentes econômicos, à taxa de crescimento do PIB e à flutuação da taxa de câmbio da moeda nacional. (BEKAREVA e MELTENISOVA, 2017)[22].

Há algumas evidências que se contrapõe à teoria, sob a análise de situações que o choque nominal de preços não afeta necessariamente de forma negativa o produto real, como preconizado pela curva de Phillips. Alguns autores atribuíram condições ex-anti e ex-post nas economias que corroboraram com efeitos positivos após o choques, investigaram evidências quanto às instituições, ao nível de desenvolvimento do país, ao regime de política monetária adotado, entre outras variáveis.

Através do teste Granger de causalidade, Manamperi (2014)[93] demonstrou que África do Sul e China tiveram uma relação causalidade unidirecional entre inflação e crescimento, para o período entre 1980 e 2012, isto é, quando um choque na inflação pode causar o crescimento econômico, ou um choque no crescimento econômico pode causar inflação. Para Brasil e Índia não foi estatisticamente significativo, enquanto a Rússia mostrou resultados inconclusivos, e nenhum deles mostrou um resultado bidirecional.

Quanto a essas condições pré-existentes, Yilmazkuday (2021)[140] investigou 36 países entre 1970-2017 usando o modelo de Vetor Autoregressivo estrutural (SVAR), e observou que os efeitos da inflação no crescimento tem um comportamento heterogêneo entre os países, e então à partir de uma análise secundária comparando os efeitos da elasticidade inflação-crescimento com a força institucional dos países, notou que há uma relação negativa e estatisticamente significativa entre essas variáveis. Ou seja, em países com instituições mais fracas o efeito da inflação é positivo no produto, uma vez que se utilizam de emissão monetária e empréstimos para compensar a falta de capital direto, e quanto a países com instituições mais robustas o efeito da inflação é negativo, pois os governos podem impor controles de preços que levaria à escassez e, portanto, menor crescimento.

Bonga-Bonga e Simo-Kengne (2018)[35] também investigaram a conjuntura econômica como fator determinante à resposta assimétrica do crescimento econômico da África do Sul em choques inflacionários. Observando que a repercussão no crescimento depende tanto da reação da autoridade monetária quanto do regime de volatilidade de preços que a economia se encontra, uma vez que, a resposta de política monetária tende a ser mais branda quando o choque ocorre em situações de alta volatilidade de preços, enquanto, em uma conjuntura de baixa volatilidade, o aumento de juros tende a ser maior, portanto gerando uma recessão mais profunda. Essa análise pôde ser feita através de um Modelo Autoregressivo de Vetor de Chaveamento (MSVAR), no qual possibilita os parâmetros mudarem de acordo com as fases dos regimes de volatilidade da inflação.

Kremer, Bick e Nautz (2013)[84], utilizaram uma versão dinâmica do modelo de limite de painel de Hansen combinado com o modelo de limite de corte transversal de Caner e Hansen, em uma amostra de 124 países chegaram aos resultados que a taxa de inflação tolerada para que não haja impacto no crescimento difere substancialmente entre os países desenvolvidos cerca de 2,5%, enquanto para países em desenvolvimento esse limite sobe para 17,2%, admitindo que altas taxas de inflação, podem afetar negativamente o crescimento econômico, os autores já consideram acima de 12,% uma taxa alta.

Quanto as economias em desenvolvimento, o trabalho de Muzaffar e Junankar (2014)[101], utilizando um modelo de dados em painel para 14 economias asiáticas chega a conclusão que o limite da inflação pode variar entre 7% a 14% a depender do nível de desenvolvimento de cada

nação, países mais pobres toleram a inflação próxima a 14% sem impacto negativo no crescimento.

Datta e Mukhopadhyay (2011)[48] buscaram evidências do impacto da inflação no crescimento da economia da Malasya, obtiveram a cointegração entre essas variáveis para o curto prazo a partir do modelo VEC (Vector Error Correction Modeling), o resultado foi que a inflação do ultimo período afeta negativamente o crescimento do período atual. A partir do modelo VAR, estimado para obter a causalidade, o crescimento do último período afeta positivamente inflação corrente no longo prazo e a inflação do último período mantém um efeito positivo sobre a inflação corrente. A fim de obter o tempo de permanência de um choque de inflação foi feita a decomposição da variância que estimou que Mais de 13% de variabilidade da inflação é contabilizado por inovações de crescimento ao logo do tempo, e pela função impulso resposta, a taxa de inflação causada pelos choques no crescimento é efetiva até o quarto ano no futuro.

A utilização do modelo VAR para estimar a relação inflação-crescimento é bastante utilizada na literatura (CANOVA,GAMBETTI e PAPP, 2007)[40], (HIGGINS, ZHAB e ZHONG, 2016)[71], (DIBOGLU, KIBRITCIOGLU, 2003)[49], portanto, este artigo seguirá a partir desse método.

5.3.1 Brasil

A economia brasileira passou por períodos de altas taxas de inflação na década de 80, até 1994, quando o Plano Real foi implementado. Um novo arcabouço monetário com troca de moeda, paridade com o dólar, e preocupação da autoridade monetária em criar credibilidade aos agentes possibilitaram a queda significativa dos preços, e logo em seguida em 1999 a adesão ao regime de metas de inflação pôde trazer mais solidez à política monetária, que mantiveram a inflação brasileira abaixo dos 15% a.a desde então, quando anteriormente a média era acima dos 100%.

O Brasil foi o primeiro país dentre os BRICS a implementar o regime de metas de inflação, seguidos pela África do Sul em 2000, Índia em 2015 e Rússia em 2016. Este regime define que o principal instrumento de política econômica será a política monetária (PM), a estabilização de preços se torna dominante frente à política fiscal, e uma das características importantes para aprimorar o funcionamento da PM, é a independência dos Banco Centrais, para que não haja utilização dos governantes a fim de se manter no poder em detrimento da estabilidade econômica de longo prazo, segundo Arestesis, De Paula e Ferrari- Filho(2009)[20], A política fiscal não é vista como um instrumento macroeconômico eficiente, portanto, entende-se a importância da estabilização para propiciar um ambiente favorável ao investimento e crescimento econômico.

Arestesis, De Paula e Ferrari- Filho(2009)[20] fizeram uma análise comparativa entre dois grupos de países, ambos sob o mesmo nível de desenvolvimento, emergentes, mas que diferem quanto à adesão do regime de metas de inflação: aqueles que estavam sob o regime e os que não estavam e concluiu que a queda na inflação se deu entre eles independente do regime que adotaram, mas àqueles que não adotaram o regime, além de queda na inflação tiveram melhora em outros indicadores econômicos, tais como China e Índia, o estudo foi feito antes da Índia estar sob o regime. A inflação brasileira ainda assim se manteve mais alta do que os outros países que adotaram o regime.

O período de inflação mais alta no Brasil após a implementação das metas de inflação ocorreu em 2002, quando o índice de preços ao consumidor foi de 12,5% a.a. O Banco Central brasileiro atribuiu um conjunto de fatores internos e externos para a inflação ter sido acima da meta estimada, de 3,5% e do limite do intervalo de tolerância de 2 pontos percentuais acima da meta. O cenário econômico era desfavorável, por um lado havia desconfiança na evolução da economia brasileira, instabilidade causada também pelas eleições presidenciais do período, refletindo a diminuição da demanda por títulos públicos de longo prazo, e por conseguinte aumento da dívida de curto prazo. Além disso, reajustes das tarifas de energia elétrica e de serviços telefônicos. No cenário internacional, uma aversão ao risco principalmente aos países latino americanos causada pelas

sucessivas crises, brasileira, mexicana e argentina nos anos recentes, implicou em queda no fluxo de capitais de US\$27,8 bilhões. O aumento dos preços internos, a diminuição de empréstimos, financiamentos e investimentos diretos, contribuíram para a deterioração das expectativas de inflação, a inflação e do PIB. (BACEN,2003)[38]

O Brasil permaneceu com taxas baixas de inflação próximos a 6% entre 2004 e 2014, mesmo em meio a crise financeira dos *subprime* em 2007. Arestesis, De Paula e Ferrari- Filho(2009)[20] atribuíram à apreciação cambial, como grande influenciador da baixa inflação, revelando grande dependência da inflação à taxa de câmbio, choques de oferta e preços de commodities. Em 2015 ocorre um novo salto na taxa de inflação que atinge 10,67%, o relatório do Banco Central atribui esse aumento ao ajuste dos preços internos ao preços internacionais, e ao aumento do preço dos alimentos. E concomitante o esgotamento do crescimento via exportações com a desaceleração chinesa, e dos projetos de infraestrutura.

O crescimento econômico, ainda segundo Arestesis, De Paula e Ferrari- Filho (2009)[20] durante a implementação do regime de metas de inflação entre 1999-2005 não foi expressivo, muito prejudicado pelas altas taxas de juros para manter os preços baixos, em torno de 19,6%, cerceou a capacidade produtiva. A partir de 2003 a economia brasileira tem melhora nas exportações pela grande demanda Chinesa de *commodities*, o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), que chegou ao seu esgotamento em 2015, com a desaceleração do crescimento.

A conjuntura brasileira carrega a memória dos acontecimentos recentes, a pandemia de covid-19 que paralisou a produção em muitos países em 2020, levando a queda brusca na inflação e um salto logo em seguida com a retomada das atividades e escassez de produtos, aumentou os custos de produção consideravelmente. Somado á isso a Invasão russa ao território Ucrâniano dificultou a retomada dos preços mundiais à patamares anteriores à pandemia, visto que esses países são importantes fornecedores de combustíveis. Ademais, há um planejamento para alavancar a economia brasileira com a reforma tributária e a retomada dos investimentos públicos voltados à infraestrutura e moradia em um novo PAC.

5.3.2 Rússia

A economia Russa assim como a economia chinesa teve um momento de abertura econômica e transformação política, mas diferentemente da China, a Rússia foi tardia apenas em 1991. Nos primeiros anos de sua formação obteve taxa de crescimento negativo do PIB, de -0,4%, isso se deve às privatizações, sem a regulamentação necessária sobre os direitos de propriedade, o ajuste dos preços liberalizados no período. À partir de 1999 saldos positivos que se mantiveram numa média de crescimento de 7% ao ano (FERRARI FILHO, DE PAULA,2006)[60], quando novamente em 2009 uma queda brusca, causada principalmente pela queda nos preços de petróleo, mas logo em seguida o crescimento é retomado com alta volatilidade e média de crescimento a 2,5% ao ano.

Os grandes propulsores da economia Russa são os recursos naturais, abundância de petróleo, gás natural e minerais que desempenha um papel significativo na geração de receitas, em 1999, o preço médio do petróleo no mercado internacional era % em US\$ 17,9, enquanto em 2004 o preço da commodity foi US\$ 38,0, no mesmo período a Rússia cresceu em média 6,8%, o que proporcionou um crescimento médio nesse período de 7%.(FERRARI FILHO, DE PAULA,2006)[60]

A inflação russa está em trajetória de queda desde 1992, até 1997 um fator determinante foi a sobrevalorização da taxa de câmbio e política monetária restritiva, 1999 é um ano atípico de aumento de inflação devido a crise cambial, e em 2015 devido às sanções sofridas pela invasão russa ao território ucraniano.

É importante frisar que os anos 2020 serão de grande importância para a economia Russa, pois os conflitos liderados por ela não se limitaram apenas em 2015, em 2022 a Rússia voltou a invadir o a Ucrânia e sanções ocidentais abruptas foram impostas. Segundo o conselho da União Europeia, há sanções em diversas áreas, para restringir quase totalmente o comércio de

países ocidentais com o país, tal qual proibição de petróleo, prestação de serviços, circulação de transportes rodoviários, bloqueio do espaço aéreo para aviões russos, bloqueio dos portos para transporte marítimo, proibição da utilização de Dólar e Euro em relações comerciais, congelamento de ativos do Banco Central russo no exterior, além disso, a saída de multinacionais consolidadas do país, até mesmo petrolíferas, o carro chefe da economia.

Essas sanções já se refletiram na taxa de crescimento de -2,1% em 2022, a Rússia almeja escoar sua produção para outros países, estreitar suas relações com asiáticos, africanos e os outros BRICS, portanto a relação entre eles tende a aumentar, com ressalvas pois os países que se relacionarem com a Rússia podem sofrer também algum tipo de sanção, logo resta observar quais serão os efeitos dessas sanções no longo prazo.

5.3.3 Índia

Atualmente a Índia, é a nação mais populosa do mundo, com 1,428 bilhão de pessoas, com uma crescimento econômico sustentado desde a década de 1980, quando a renda per capita ainda era equivalente à média dos países de baixa renda, mas desde então o PIB per capita mais do que dobrou na Índia, o crescimento da Índia foi impulsionado principalmente pela rápida expansão das indústrias produtoras de serviços. (BOSWORTH, COLLINS, 2008)[36]

A inflação indiana nos anos de 1990 tinha uma média de 10% até 1998, quando entrou em queda e se manteve estável na média de 4%, a partir de 2005 o cenário começou a mudar, Mohanty e John (2015)[98] atribuíram ao hiato do produto o responsável pelo aumento da inflação para 8,3% em 2008, quando o choque global do petróleo foi o responsável por subir ainda mais a taxa de inflação, elevou para quase 12% em 2011, quando voltou a trajetória de queda, até chegar em 2022 com 6,6%.

Mohanty e John (2015)[98], investigaram se o preço do petróleo, hiato do produto, déficit fiscal seriam os determinantes da inflação indiana entre 1996 e 2014 a partir de um modelo de auto-regressão vetorial estrutural (SVAR), e as evidências sugerem que um aumento de um ponto percentual no preço do petróleo bruto da cesta indiana (em rúpias) leva a um aumento de 7 pontos na inflação doméstica acumulada em um período de 2 trimestres, enquanto a taxa básica de juros e o déficit fiscal projetam um efeito no qual o pico do impacto se dá no quarto e quinto período, respectivamente. E o hiato do produto não foi estatisticamente significativo. A análise de decomposição da variância prevê que a inflação nos dois primeiros períodos, seja explicada 22% pelo preço internacional de petróleo, seguidos pelo hiato do produto 2%, o déficit fiscal 1,7%, enquanto taxa de juros 2,2%, mas esses dois últimos aumentam sua participação ao longo do tempo, enquanto a influência do preço do petróleo diminui com o passar dos períodos.

Apesar desses determinantes, a Índia tem se mostrado uma nação resiliente a última crise global, mesmo em meio a pandemia e guerra russa-ucraniana, teve um crescimento no produto de 7,0 por cento, o mais alto entre os principais economias do mundo, entre 2022-2023. (RESERVE BANK OF INDIA, 2023)[12]

5.3.4 China

A China passou por uma profunda abertura econômica no final da década de 70, apesar da baixa expectativa aos olhos do mundo, a China se tornou a segunda potência mundial em 2010. Enquanto em 1980 o PIB per capita da China era cerca de dois terços da estimativa para a Índia, após isso o PIB per capita aumentou notavelmente sete vezes até 2004 (BOSWORTH, COLLINS, 2008)[36], a renda per capita passou de US\$ 250 em 1980 para US\$ 9.040 em 2014, mantendo um crescimento médio do PIB nos últimos 35 anos de 9,5% a.a. (DE PAULA, JABBOUR, 2018)[76].

O crescimento chinês foi considerado por Nonnenberg (2010)[105] como uma terceira onda do fenômeno de crescimento asiático, que teve início com o crescimento do Japão na década de 1950, mais tarde com Cingapura, Coreia do Sul, Hong Kong e Taiwan nos anos de 1970, caracterizados

pela ênfase no comércio internacional. No entanto, devido às especificidades da economia chinesa como aspecto político, tamanho territorial e populacional, que alavancaram o crescimento. Até 1978 a economia chinesa estava num período de semi-estagnação quando foi lançada uma política conhecida como *Reform and Opening-up*, na qual podemos ressaltar alguns feitos, como as fusões e aquisições de empresas públicas, diminuição de cargos públicos e substituição pelo setor privado, incentivo à entrada de investimento industrial, flexibilização do sistema de criação de preços deixando de ser controlado pelo Estado e ausência de proteção à propriedade intelectual, que conferiu uma capacidade das empresas menores replicarem a tecnologia a preços mais baratos aumentando a produtividade, renda e postos de trabalho.

O setor secundário cresceu à uma taxa de 18,3% entre 1991-1994, e 10% entre 1995-2010, sendo o principal motor do crescimento. As empresas adentram ao território chinês a fim de produzir para a exportação devido ao baixo custo e diversidade de mão de obra, uma vez que existem trabalhadores mais intensivos em mão de obra como também os mais intensivos em capital. Um dos marcos expressivos para o comércio chinês foi a entrada na Organização Mundial do Comércio em 2001, "entre 1985 e 2005, as vendas chinesas para o resto do mundo cresceram 17% a.a. saindo de um patamar próximo a US\$ 42 bilhões em 1985 para, algo em torno de US\$ 760 bilhões, em 2005" (NONNENBERG, 2008) [104]. O avanço ao longo dos anos ocorreu não apenas na quantidade, mas na qualidade dos produtos, a mudança na pauta exportadora é observável no tipo de produtos que são exportados, anteriormente os produtos eram apenas montados em seu território, intensivos em mão de obra, porém, o desenvolvimento de tecnologia tem aumentado o valor agregado de suas exportações. (NONNENBERG, 2008) [104]

A inflação chinesa pode ser analisada em três períodos diferentes após a flexibilização gradual dos preços em 1978. O primeiro período compreende-se nos primeiros vinte anos, até 1998, a inflação atingiu níveis altos com destaque para os anos de 1988 (18,8% a.a.) e o ápice em 1994 (24,3% a.a.), decorrente desse período de ajuste dos preços, a partir daí entrando em queda até 1998. O segundo período até 2012, a inflação volta a subir, porém em níveis mais baixos com taxas bem voláteis em 2008 atinge 5,9% , e um período de certa estabilização até 2023 com uma média de 2,5% a.a. (DADOS: WORLD BANK).

O produto interno está numa trajetória exponencial há mais de 30 anos, isso levanta dúvidas sobre por quanto tempo mais a China será capaz de manter esse desempenho. Mas, um fator a ser levado em consideração é como esse crescimento é dividido territorialmente no país, o interior ainda é sumariamente agrário, onde vive a maior parte da população, enquanto a costa é industrial (NONNENBERG, 2008) [104], logo não seria surpreendente, uma possível mudança na matriz produtora de seu interior, que mantivesse o crescimento por mais anos.

5.3.5 África do Sul

A África do Sul passou por uma grande transformação política que teve início nos anos 70 e culminou na década de 90, com o fim do sistema *Apartheid*, foi oficializada a legalização do Congresso Nacional Africano (CNA) e a eleição democrática de uma maioria preta no governo. Alguns autores atribuem essa mudança às sanções econômicas sofridas, e outros também incluem que a economia do *Apartheid* não estava mais sendo vantajosa para os formuladores de políticas brancas. Portanto teria sido a própria racionalidade econômica que os fizeram reconsiderar esse sistema que gerava custos administrativos altos, escassez de mão de obra qualificada, dependência de entrada de capital estrangeiro e criava dificuldades no balanço de pagamentos. (LOWENBERG, 1997) [89]

O *Apartheid* gerava distorções nas relações econômicas, uma vez que as preferências dos consumidores eram cerceadas pela cor da pele, distorções no mercado de trabalho, direitos de propriedade, e consequentemente nos preços, o que refletia no baixo crescimento econômico em comparação aos outros países mesmo nos anos de boom da década de 1960 as taxas de crescimento foram bem abaixo dos países em desenvolvimento de crescimento mais rápido. (LOWENBERG, 1997) [89]

A taxa de inflação sul-africana entrou em queda vertiginosa no mesmo ano do fim do Apartheid em 1991, saindo de 15,33%a.a para 5% dez anos mais tarde, e a inflação, e mesmo sob crises externas, a inflação não voltou ao patamares anteriores ao regime segregacionista, segundo o jornal BBC (2013), esse período foi marcado por aumento das exportações e queda na taxa de juros. Junto com essas mudanças, a transformação econômica era concomitante, um feito importante que poucos países já implementaram foi a independência do banco central ter sido determinada na Constituição do país,

A taxa de juros vem em trajetória descendente desde 2000, no entanto, não foi suficiente para impulsionar o crescimento econômico e a retração na taxa de desemprego. Segundo os dados do *Federal Reserve Bank of St. Louis*, a taxa de desemprego tem sido alta, em média 25%, mas desde o quarto trimestre de 2015 está subindo, e chegou a 32% em 2021, sobre isso o governo atribuiu essa dificuldade de geração de empregos à falta de investimento estrangeiro direto para aumentar o nível de emprego, em entrevista para a BBC em 2013.

De acordo com Vieira e Veríssimo (2009)[136], a Análise de Decomposição de Variância para a África do Sul no período entre 1990-2009, através de três modelos VAR diferentes evidencia que os determinantes do crescimento são principalmente: taxa de investimento (33,7%) e a inflação (18,7%), a taxa de juros real (13,2%) e a taxa de investimento (12,2%), fluxos de IDE (12%), então, observamos que existem outros fatores além da inflação que podem estimular o crescimento econômico,.

Michael Adusei(2012)[17] utilizou um conjunto de dados anuais de 1965 a 2010, incluindo as variáveis taxa de crescimento da taxa de câmbio para contabilizar a abertura econômica, e Taxa de crescimento do crédito ao setor privado como *proxy* para o desenvolvimento financeiro, além da taxa de crescimento da inflação do produto, em um modelo de regressão não linear e encontra evidências que sugerem que há um nível de inflação de 7% acima do qual o efeito da inflação no crescimento econômico é negativo e estatisticamente significativo.

5.4 Metodologia

O modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) foi desenvolvido por Christopher Sims na década de 80, e é utilizado na previsão de séries temporais, admitindo que as séries são estacionárias ou podem se tornar estacionárias. O modelo VAR foi escolhido devido à utilização de séries temporais que são autocorrelacionadas.

O modelo é feito por equações simultâneas de duas ou mais variáveis que formam os vetores, nos quais, não há distinção entre variáveis endógenas e exógenas, e cada variável é explicada pelo seu valor defasado (autorregressivos) e dos valores defasados de outras variáveis (GUJARATI e PORTER, 2011)[6], (BACEN, 2004)[117]. A escolha desse método segue a linha dos trabalhos de DIHN (2020)[51] e Datta e Mukhopadhyay (2011)[48], que analisaram o impacto da inflação na taxa de crescimento na economia do Vietnã e Malásia respectivamente.

5.4.1 Modelo

Para a utilizarmos séries temporais, antes de estimar o modelo no *software* utilizado foi necessário fazer alguns testes para nos certificar da adequação dos dados. O teste Dickey- Fuller aumentado foi o primeiro que utilizamos para verificar a estacionariedade das séries para cada país. O teste consiste em rejeitar ou aceitar as hipóteses feitas através da estatística de teste, a hipótese nula é de que há uma raiz unitária como coeficiente, ou aceitamos a hipótese alternativa de que a série é estacionária em torno de uma tendência determinística. (DIHN, 2020)[51]

Prosseguimos então, para as equações do modelo, que podem ser vistas abaixo em Equação 5.1 e Equação 5.2, nas quais, a representa *dummies* de sazonalidade e constantes, U é um termo de erro estocástico, o termo PIB é a taxa de crescimento do produto interno, e INF a taxa de inflação.

A série de dados obtida para a taxa de inflação foi o indexador de preços ao consumidor sem ajuste sazonal, e para o PIB, foram usados a preços correntes, ambos em frequência trimestral, para o período de 2003-01-01 até 2021-07-01, à partir da base de dados do *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED), este recorte de tempo justifica-se pela falta de uma série de dados maior da Rússia.

$$INF_{1t} = b_0 + \sum_{j=1}^n b_j INF_{t-j} + \sum_{j=1}^n a_j PIB_{t-j} + U_{1t} \quad (5.1)$$

$$PIB_{1t} = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j INF_{t-j} + U_{1t} \quad (5.2)$$

5.4.2 Resultados

Os modelos 1 e 2, serão discriminados por país pois obtivemos respostas diferentes para cada deles, para melhor compreensão, mas no agregado, os modelos VAR utilizados por um gama de estudos, que inclui apenas as variáveis inflação e taxa de crescimento não foi significativo para o caso dos BRICS, indicando que a inflação não é uma variável que influencia no crescimento econômico, portanto, outras variáveis seriam necessárias para uma melhor análise, e também podemos supor que a análise de todos os países está prejudicada devido as restrições temporais impostos pela falta de dados da Rússia.

Brasil

No modelo 1 visto na Tabela 5.1 abaixo, a inflação passada foi estatisticamente significativa ao nível de significância de 1% para um impacto de 52,6% na inflação atual, logo, é necessário cautela quando algumas políticas tiverem como consequência o aumento da inflação por muitos períodos, pois poderão os efeitos poderão ser postergados. O modelo 2 para o Brasil, no qual, a taxa de variação do PIB é a variável dependente, um aumento de 1% na taxa de inflação causaria uma queda no PIB de -0,06% , enquanto um aumento no PIB no período anterior, traria o benefício futuro de 16,2%. Neste caso, caberia a análise de políticas voltadas ao aumento na taxa de crescimento do produto.

Tabela 5.1

	<i>Dependent variable:</i>	
	Infl	PIB
brasil_infl.l1	0,526*** (0,117)	−0,006 (0,004)
brasil_pib.l1	2,041 (3,588)	0,162 (0,132)
const	0,515** (0,230)	0,036*** (0,008)
trend	0,002 (0,003)	−0,0002* (0,0001)
Observations	73	73
R ²	0,421	0,185
Adjusted R ²	0,281	−0,012
Residual Std. Error (df = 58)	0,577	0,021
F Statistic (df = 14; 58)	3,014***	0,939
<i>Note:</i>	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

Índia

Podemos observar que para a economia indiana o fator que corrobora para o crescimento econômico é um fator fixo constante, e indica uma trajetória decrescente entre a trajetória passada e atual, a inflação não foi estatisticamente significativa para nenhuma das variáveis dependentes, além do produto passado diminuir o produto presente em 32%, pode ser interpretado como desaceleração da economia indiana.

Tabela 5.2

	<i>Variável dependente:</i>	
	Infl	PIB
india_infl.l1	0,210 (0,128)	0,0002 (0,006)
india_pib.l1	4,075 (2,810)	−0,320** (0,129)
const	1,247*** (0,353)	0,051*** (0,016)
trend	−0,002 (0,006)	−0,0003 (0,0003)
Observações	73	73
R ²	0,527	0,233
Adjusted R ²	0,413	0,048
Residual Std. Error (df = 58)	1,062	0,049
F Statistic (df = 14; 58)	4,618***	1,260
<i>Note:</i>	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

Rússia

O caso Russo, não tem uma relação negativa de *trade-off* entre as variáveis, inflação, gera um aumento no PIB de 0,018% ,em outra mão o aumento do PIB, gera uma inflação de 74,95%. Contudo, as variáveis explicativas não foram estatisticamente significativas além dos valores defasados das variáveis dependentes em nenhum dos vetores estimados, essa barreira pode ser causada pela restrição de dados russos, disponíveis apenas após 2003.

Portanto para uma melhor análise, seria necessário um corte de tempo mais longo, conforme Manamperi(2014)[93], ou até mesmo a inserção de outras variáveis que possam explicar o crescimento russo, como os preços do petróleo e minerais, ou ainda conforme Bezerra e Silva(2021)[29] que incluiu formação bruta de capital fixo, Investimento direto estrangeiro, grau de abertura comercial, taxa de câmbio real efetiva, Taxa de crescimento da população todos em porcentagens do PIB, e dentre todas essas variáveis a Rússia seria afetada pela nível populacional, a taxa de câmbio e investimento direto estrangeiro.

Tabela 5.3

	<i>Variável dependente:</i>	
	Infl	PIB
russia_infl.l1	0,465*** (0,118)	−0,001 (0,005)
russia_pib.l1	0,532 (3,272)	0,279** (0,126)
const	1,535*** (0,475)	0,043** (0,018)
trend	−0,013* (0,007)	−0,0005* (0,0003)
Observations	73	73
R ²	0,609	0,255
Adjusted R ²	0,515	0,075
Residual Std. Error (df = 58)	0,942	0,036
F Statistic (df = 14; 58)	6,455***	1,418
<i>Note:</i>	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

China

A economia chinesa, mostra desaceleração uma vez que a produção passada gera menor produto no período atual de -14,7%. O aumento do produto, gera o impacto de 128,5% na inflação, sendo estatisticamente significativo a 1%, e a inflação passada gera um impacto de 20,8%. No entanto há ressalvas quanto a esse modelo, pois o modelo 2 não foi estatisticamente significativo, portanto caberia uma reformulação do modelo para aumentar o corte temporal e inserir as variáveis determinantes do crescimento obtidas por Bezerra e Silva(2021) [29] sumariamente o investimento direto externo.

Tabela 5.4

	<i>Dependent variable:</i>	
	Infl	PIB
china_infl.l1	0,208* (0,112)	0,0001 (0,004)
china_pib.l1	12,839*** (3,298)	-0,147 (0,128)
const	0,036 (0,221)	0,058*** (0,009)
trend	0,0001 (0,003)	-0,0004*** (0,0001)
Observations	73	73
R ²	0,738	0,969
Adjusted R ²	0,675	0,961
Residual Std. Error (df = 58)	0,571	0,022
F Statistic (df = 14; 58)	11,672***	128,295***
<i>Note:</i>		
*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01		

África do Sul

A representação dos BRICS no continente africano, para o modelo 1 é o impacto da inflação passada na inflação presente de 63,1%, estatisticamente significativo a 1%, e o PIB também é influenciado somente pelo valor dele mesmo defasado, o que cria um deficit e 29,9%. Apesar de usarmos apenas essas duas variáveis conforme utilizado por DIHN(2020)[51], BONGA-BONGA e SIMO-KENGNE(2018)[35], o modelo não se tornou significativo para as variáveis explicativas opostas, apenas as as variáveis dependentes defasadas. Portanto, seria interessante inserir também taxa de câmbio e grau de abertura econômica, conforme Bezerra e Silva (2021)[29].

Tabela 5.5

	<i>Variável Dependente:</i>	
	Infl	PIB
south_africa_infl.l1	0,631*** (0,107)	−0,001 (0,005)
south_africa_pib.l1	−3,227 (2,857)	−0,299** (0,131)
const	0,479** (0,187)	0,039*** (0,009)
trend	0,001 (0,004)	−0,0003* (0,0002)
Observações	73	73
R ²	0,517	0,266
Adjusted R ²	0,401	0,089
Residual Std. Error (df = 58)	0,623	0,028
F Statistic (df = 14; 58)	4,442***	1,505
<i>Note:</i>	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01	

Testes

Conforme a Tabela 5.6 abaixo observamos que rejeitamos a hipótese nula (ter raiz unitária), as séries foram significativas em um nível de significância de 1%, portanto, estacionárias.

Tabela 5.6: Teste Dickey- Fuller (ADF)

País	PIB		Inflação	
	ADF	p-valor	ADF	p-valor
Brasil	-6,332	0,01	5,912	0,01
Índia	-9,430	0,01	-8,493	0,01
Rússia	-5,374	0,01	-6,416	0,01
China	-10,579	0,01	-8,416	0,01
Africa do Sul	-9,183	0,01	-5,024	0,01

Fonte: Elaboração própria dos autores.

É necessário testar se os resíduos tenham distribuição normal, para que possamos confiar nos estimadores de MQO (mínimos quadrados ordinários) para os parâmetros do modelo, então foi feito o teste Jarque e Bera para verificar a normalidade dos resíduo do modelo estimado, e o modelo é considerado com distribuição normal.

Tabela 5.7: Teste Jarque e Bera

	χ^2	p-valor
Brasil	95,885	
Índia	2,080	
Rússia	252,43	
China	356,31	
África do Sul	2445,3	

Fonte: Elaboração própria dos autores.

O teste de Portmanteau foi implementado para verificar correlação serial após, estimamos o modelo VAR, a fim de verificar se as hipóteses de que os resíduos são um ruído branco, permaneceram depois do modelo ser estimado, e foi visto que não tem correlação.

No teste de heterocedasticidade (Tabela 5.8), ARCH multivariado, notamos que os dados da china contém heterocedasticidade, que será estimado uma solução num próximo estudo, a Índia obteve um valor muito próximo a 1%, portanto não transparece também confiabilidade

Tabela 5.8: Teste de heterocedasticidade

	χ^2	p-valor
Brasil	84,414	0,0003385
Índia	68,172	0,0146
Rússia	47,963	0,3536
China	70,016	0,009876
África do Sul	38,385	0,7465

Fonte: Elaboração própria dos autores.

5.5 Conclusão

Os países dos BRICS estão cada vez mais estreitando relações, sejam elas comerciais, como foi dito sobre os índices de exportações entre eles, aumento do investimento direto externo, e criação do *Brics pay*, ou relações políticas, como o banco de desenvolvimento dos BRICS, além de uma convergência para a taxa de inflação, mas ainda divergem quanto às taxas de crescimento interno, devido a diferença do tamanho das economias que pertencem à essa coalização.

A relação entre inflação e crescimento para os BRICS ainda é um tema pouco abordado como observamos na seção de bibliometria, no entanto é crescente o número de publicações à medida que esses países ganham notoriedade econômica. Os países ainda estão em fase de consolidação de seu crescimento, alguns estão a pouco tempo em regimes democráticos, como é caso de Brasil Rússia, e África do Sul, outros tem uma abertura econômica recente ao comércio externo como o caso chinês, mesmo em meio a esse crescimento tardio somados às turbulências entre crises financeiras, guerras e pandemia, os BRICS tem se destacado no cenário mundial.

Em nossa análise os dados corroboraram para não ocorrência do *trade-off* entre inflação causar queda na taxa de crescimento ou o inverso para Índia, Rússia, China e África do Sul e Brasil o que levanta mais uma vez a questão sobre o limite da taxa de inflação, como abordado por outros autores ao longo da nossa pesquisa, principalmente para países em desenvolvimento como é o caso deste artigo.

O modelo VAR com apenas uma variável dependente não se mostrou capaz de estimar bem as relações entre inflação e crescimento para esses países, podemos concluir que seja devido ao período escolhido pois, os estudos de Manamperi (2014)[93] através do mesmo método obteve resultados significativos para 1980-2012, o que cabe em novos artigos a inserção de outras variáveis que possam explicar melhor essa dinâmica, como taxa de câmbio e investimento externo, pois são variáveis que tem sido presentes na dinâmica do crescimento. Caberá em artigos futuros uma melhor análise dessas variáveis, de forma a encontrar resultados mais robustos.

Portanto, não podemos definir claramente a relação entre inflação e crescimento sobre os países dos BRICS através desse método, mas há uma contribuição para a academia para próximos investigar o porquê não obtivemos resultados satisfatórios com uma metodologia usada amplamente na academia.

Bibliografia

Livros

- 1 BACHA, Edmar Lisboa. **Inflação e Crescimento: Uma Análise da Experiência Brasileira**. [Sine loco]: Editora Brasiliense, 1984. Citado na página 29.
- 2 BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. **Inflação e Recessão: A Crise Brasileira**. [Sine loco]: Editora Brasiliense, 1985. Citado na página 29.
- 3 CARNEIRO, Ricardo. **Inflação e Crescimento: O Caso Brasileiro**. [Sine loco]: Editora Paz e Terra, 1992. Citado na página 29.
- 4 CEPAL. **Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2020: principales condicionantes de las políticas fiscal y monetaria en la era pospandemia de COVID-19**. [Sine loco: sine nomine], 2020. Citado nas páginas 91, 92.
- 5 GALI, Jordi. **Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications**. [Sine loco]: Princeton University Press, 2015. Citado na página 29.
- 6 GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. edição. Porto Alegre: AMGH, 2011. Página 924. Citado na página 103.
- 7 GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. 5. edição. [Sine loco]: McGraw Hill, 2006. Citado nas páginas 27, 72.
- 8 HADDOCK, David D; REILLY, Frank K; BROWN, Keith C. **Investment Funds and Portfolio Management**. [Sine loco]: Pearson, 2017. Citado na página 13.
- 9 KIRCHGÄSSNER, Gebhard; WOLTERS, Jürgen. **Introduction to Modern Time Series Analysis**. [Sine loco]: Springer, 2007. Citado na página 41.
- 10 LIU, Zhiqing Zhang; PAPA, Marco. **Can BRICS De-dollarize the Global Financial System?** [Sine loco]: Cambridge University Press, 2022. DOI: 10.1017/9781009029544. Citado na página 94.

- 11 OREIRO, José Luis; FEIJÓ, Carmem Aparecida. **Inflação e Crescimento Econômico no Brasil: Uma Análise Empírica**. [Sine loco]: Editora Campus Elsevier, 2006. Citado na página 29.
- 12 RESERVE BANK OF INDIA. **Part One: The Economy - Review and Prospects. Annual Report 2022-23**. [Sine loco: sine nomine], 2023. Citado na página 101.
- 13 STUENKEL, Oliver. **The BRICS and the Future of Global Order**. [Sine loco]: Lexington Books, 2020. Citado na página 90.
- 14 TRADE, United Nations Conference on; DEVELOPMENT. **BRICS Investment Report**. [Sine loco: sine nomine], 2023. ISBN 978-92-1-002582-9. Citado nas páginas 91, 92.
- 15 TURNOVSKY, Stephen J. **Methods of Macroeconomic Dynamics**. [Sine loco]: MIT Press, 2000. Citado na página 30.

Artigos, trabalhos apresentados, teses e dissertações

- 16 21ST CENTURY), REN21 (Renewable Energy Policy Network for the. **REN 21—Renováveis na Ásia e Pacífico**. 2019. Disponível em: <<https://climainfo.org.br/2019/10/23/ren-21-renovaveis-na-asia-e-pacifico/>>. Citado na página 77.
- 17 ADUSEI, Michael. The Inflation-Growth Nexus: Estimating the Threshold Effect for South Africa. **Journal of Money, Investment and Banking**, volume 26, páginas 106–109, 2012. ISSN 1450-288X. Citado na página 103.
- 18 ALAM, Md. M.; MURAD, Md. W. The Impacts of Economic Growth, Trade Openness and Technological Progress on Renewable Energy Use in Organization for Economic Co-operation and Development Countries. **Renewable Energy**, volume 145, páginas 382–390, 2020. DOI: 10.1016/j.renene.2019.06.054. Citado na página 79.
- 19 ALLCOTT, Hunt; GREENSTONE, Michael. Is There an Energy Efficiency Gap? **The Journal of Economic Perspectives**, volume 26, número 1, páginas 3–28, 2012. Citado na página 76.
- 20 ARESTESIS, Philip; DE PAULA, Lucas Fernandes; FERRARI-FILHO, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, volume 18, 1 (35), páginas 1–30, abr. 2009. Citado nas páginas 99, 100.
- 21 ASAD, M.; SIDDIQUI, D. A. Determinants of mutual funds performance in Pakistan. **International Journal of Social and Administrative Sciences**, volume 4, número 2, páginas 85–107, 2019. Citado na página 12.
- 22 AUTHOR(S). Modern Features of a Monetary Policy of the BRICS Countries: An Empirical Analysis and Modeling Results of a Modified Taylor Rule. **Perm University Herald. Economy**, volume 12, número 4, 2017. DOI: 10.17072/1994-9960-2017-4-527-541. Citado na página 98.
- 23 BALL, L.; MANKIW, N. G.; ROMER, D. The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off. **Brookings Papers on Economic Activity**, volume 1, 1988. Citado na página 97.

- 24 BANEGAS, Ayelen et al. The cross section of conditional mutual fund performance in European stock markets. en. **Journal of Financial Economics**, volume 108, número 3, páginas 699–726, jun. 2013. ISSN 0304405X. DOI: 10.1016/j.jfineco.2013.01.008. Disponível em:
<<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X13000251>>. Acesso em: 26 mar. 2023. Citado na página 14.
- 25 BAYALE, N. et al. Determinants of Renewable Energy Production in WAEMU Countries: New Empirical Insights and Policy Implications. **International Journal of Green Energy**, volume 18, número 6, páginas 602–614, 2021. DOI: 10.1080/15435075.2021.1875467. Citado na página 80.
- 26 BENZERROUK, Z.; ABID, M.; SEKRAFI, H. Pollution Haven or Halo Effect? A Comparative Analysis of Developing and Developed Countries. **Energy Reports**, volume 7, páginas 4862–4871, 2021. DOI: 10.1016/j.egyr.2021.07.076. Citado na página 83.
- 27 BERNANKE, Ben S.; BLINDER, Alan S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. **American Economic Review**, volume 82, número 4, páginas 901–921, 1992. Citado na página 94.
- 28 BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economic Perspectives**, American Economic Association, volume 9, número 4, páginas 27–48, 1995. Citado nas páginas 28, 62.
- 29 BEZERRA, Fernanda; SILVA, Ana. Crescimento econômico: Uma Análise dos determinantes para os BRICS no período de 2000 a 2016. **Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas**, volume 18, número 31, 2021. DOI: 10.22481/ccsa.v18i31.7884. Citado nas páginas 92, 106–108.
- 30 BIGGERI, Mario; SANFILIPPO, Marco. Understanding China’s move into Africa: An empirical analysis. **Journal of Chinese Economic and Business Studies**, volume 7, número 1, páginas 31–54, 2009. Citado na página 90.
- 31 BLANCHARD, Olivier. **Why Does Money Affect Output? A Survey**. [Sine loco], 1987. Citado na página 97.
- 32 BLANCHARD, Olivier J.; QUAH, Danny. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. **American Economic Review**, American Economic Association, volume 79, número 4, páginas 655–673, 1989. Citado na página 26.
- 33 BNDES. **Mapa Estratégico**. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). 2021. Disponível em:
<<http://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/quem-somos/planejamento-estrategico/mapa-estrategico>>. Citado na página 78.
- 34 BOLDER, David A.; DARBY, Steve J. Fiscal and Monetary Policy in a Commodity-Based Economy. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, volume 17, número 1-2, páginas 347–376, 1993. Citado nas páginas 30, 31.
- 35 BONGA-BONGA, Lumengo; SIMO-KENGNE, Beatrice Desiree. Inflation and Output Growth Dynamics in South Africa: Evidence from the Markov Switching Vector Autoregressive Model. **Journal of African Business**, volume 19, número 1, páginas 143–154, 2018. DOI: 10.1080/15228916.2018.1386528. Citado nas páginas 98, 108.
- 36 BOSWORTH, B.; COLLINS, S. M. Accounting for Growth: Comparing China and India. **Journal of Economic Perspectives**, volume 22, número 1, páginas 45–66, 2008. Citado na página 101.

- 37 BOX, GEP; COX, DR. An analysis of transformation. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, volume 26, número 2, páginas 211–252, 1964. Disponível em: <<https://www.ime.usp.br/~abe/lista/pdfQWaCMboK68.pdf>>. Acesso em: 27 nov. 2022. Citado nas páginas 73, 74.
- 38 BRASIL, Banco Central do. **Carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda**. [Sine loco], 2003. Presi-2003/0177. Citado na página 100.
- 39 _____. **Relatório de Inflação**. [Sine loco: sine nomine], jun. 2009. Acesso em 21/03/2023. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/1999/06/ri199906b4p.pdf#:~:text=0s%20principais%20canais%20de%20transmiss%C3%A3o,dos%20ativos%2C%20cr%C3%A9dito%20e%20expectativas1>>. Citado na página 52.
- 40 CANOVA, Fabio; GAMBETTI, Luca; PAPPÀ, Evi. The Structural Dynamics of Output Growth and Inflation: Some International Evidence. **The Economic Journal**, volume 117, número 519, páginas c167–c191, mar. 2007. Citado na página 99.
- 41 CHANDRIKA, R.; MAHESH, R.; TRIPATHY, N. Is India a Pollution Haven? Evidence from Cross-Border Mergers and Acquisitions. **Journal of Cleaner Production**, volume 376, página 134355, 2022. DOI: 10.1016/j.jclepro.2022.134355. Citado nas páginas 86, 87.
- 42 CHEN, H. et al. Predicting fund performance using machine learning: Evidence from equity mutual funds. **Pacific-Basin Finance Journal**, volume 69, página 101506, 2021. Citado na página 13.
- 43 CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and the Stock Market. University of Chicago Press, volume 59, número 3, páginas 383–403, 1986. ISSN 00219398, 15375374. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2352710>>. Acesso em: 10 abr. 2023. Citado na página 13.
- 44 CHEN, P.-Y.; CHEN, S.-T.; CHEN, C.-C. Energy Consumption and Economic Growth—New Evidence from Meta Analysis. **Energy Policy**, volume 44, páginas 245–255, 2012. DOI: 10.1016/j.enpol.2012.01.048. Citado na página 76.
- 45 CHISHTI, M. Z.; DOGAN, E. Analyzing the Determinants of Renewable Energy: The Moderating Role of Technology and Macroeconomic Uncertainty. **Energy & Environment**, volume 0958305X221137567, 2022. DOI: 10.1177/0958305X221137567. Citado na página 79.
- 46 CHU, Patrick Kuok-Kun. Relationship between macroeconomic variables and net asset values (NAV) of equity funds: Cointegration evidence and vector error correction model of the Hong Kong Mandatory Provident Funds (MPFs). **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, Elsevier, volume 21, número 5, páginas 792–810, 2011. Citado nas páginas 12, 14.
- 47 DASH, Mihir et al. A study on the effect of macroeconomic variables on Indian Mutual Funds, 2008. Citado na página 14.
- 48 DATTA, Kaushik; MUKHOPADHYAY, Chiranjib K. Relationship between Inflation and Economic Growth in Malaysia - An Econometric Review. In: INTERNATIONAL Conference on Economics and Finance Research. [Sine loco: sine nomine], 2011. volume 4. Citado nas páginas 99, 103.
- 49 DIBOGLU, S.; KIBRITCIOGLU, A. Inflation, Output Growth, and Stabilization in Turkey, 1980-2002. **Journal of Economics and Business**, volume 56, páginas 43–61, 2004. Citado na página 99.

- 50 DICKKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, [American Statistical Association, Taylor & Francis, Ltd.], volume 74, número 366, páginas 427–431, 1979. ISSN 01621459. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2286348>>. Acesso em: 25 mai. 2023. Citado na página 18.
- 51 DINH, Dang Van. Impulse Response of Inflation to Economic Growth Dynamics: VAR Model Analysis. **Journal of Asian Finance, Economics and Business**, 2020. DOI: 10.13106/jafeb.2020.vol17.no9.219. Citado nas páginas 103, 108.
- 52 DUTTA, D.; DAS, A. Inflation targeting and monetary policy transmission in the BRICS economies. **Journal of Economic Studies**, volume 45, número 5, páginas 1025–1046, 2018. Citado na página 94.
- 53 EGERT, Balázs. Central Bank Interventions, Communication and Interest Rate Policy in Emerging European Economies. **Journal of Comparative Economics**, volume 35, número 2, páginas 387–413, 2007. Citado na página 52.
- 54 ELTON, Edwin J.; GRUBER, Martin J.; BLAKE, Christopher R. Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance. **The Journal of Finance**, [American Finance Association, Wiley], volume 50, número 4, páginas 1229–1256, 1995. ISSN 00221082, 15406261. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2329350>>. Acesso em: 16 abr. 2023. Citado na página 11.
- 55 ENGEL, Charles; WEST, Kenneth D. Exchange Rates and Fundamentals. **Journal of Political Economy**, volume 113, número 3, páginas 485–517, 2005. Citado na página 63.
- 56 EPE, Empresa de Pesquisa Energética. Balanço Energético Nacional 2021: Relatório Síntese, 2021. [Accessed on 30 June 2021]. Citado nas páginas 78, 83.
- 57 FAMA, Eugene F; FRENCH, Kenneth R. The capital asset pricing model: Theory and evidence. **Journal of economic perspectives**, American Economic Association, volume 18, número 3, páginas 25–46, 2004. Citado na página 11.
- 58 FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: II. **The Journal of Finance**, volume 46, número 5, páginas 1575–1617, 1991. Publisher: [American Finance Association, Wiley]. ISSN 0022-1082. DOI: 10.2307/2328565. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2328565>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 13.
- 59 FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, volume 47, número 2, páginas 427–465, 1992. Publisher: [American Finance Association, Wiley]. ISSN 0022-1082. DOI: 10.2307/2329112. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2329112>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 11.
- 60 FERRARI FILHO, Fernando; DE PAULA, Lucas Fernandes. Regime cambial, conversibilidade da conta de capital e performance econômica: a experiência recente de Brasil, Rússia, Índia e China. In: **CÂMBIO e Controles de Capitais**. Rio de Janeiro: Campus-Elsevier, 2006. Citado na página 100.
- 61 FERSON, Wayne E.; SCHADT, Rudi W. Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. **The Journal of Finance**, [American Finance Association, Wiley], volume 51, número 2, páginas 425–461, 1996. ISSN 00221082, 15406261. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2329367>>. Acesso em: 16 abr. 2023. Citado na página 13.

- 62 FISCHER, Stanley. The role of macroeconomic factors in growth. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, volume 32, número 3, páginas 485–512, 1993. Citado nas páginas 28, 33.
- 63 FOUQUET, R.; PEARSON, P. J. G. Past and Prospective Energy Transitions: Insights from History. **Energy Policy**, volume 50, páginas 1–7, 2012. DOI: 10.1016/j.enpol.2012.08.014. Citado na página 77.
- 64 FUNDAÇÃO ALEXANDRE DE GUSMÃO. As 15 maiores economias do mundo. Disponível em: <<https://www.gov.br/funag/pt-br/ipri/publicacoes/estatisticas/as-15-maiores-economias-do-mundo>>. Citado na página 95.
- 65 THE WORLD BANK. Global Economic Prospects, January 2023, 2023. Citado nas páginas 90, 92.
- 66 GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, volume 37, número 3, páginas 424–438, 1969. Accessed on 13/11/2022. Disponível em: <<http://tyigit.bilkent.edu.tr/metrics2/read/Investigating%5C%20%5C%20Causal%5C%20Relations%5C%20by%5C%20Econometric%5C%20Models%5C%20and%5C%20Cross-Spectral%5C%20Methods.pdf>>. Citado nas páginas 19, 27.
- 67 GUEDES, V. L. S. A bibliometria e a gestão da informação e do conhecimento científico e tecnológico: uma revisão da literatura. **Ponto de Acesso**, volume 6, número 2, páginas 74–109, 2012. DOI: 10.9771/1981-6766rpa.v6i2.5695. Citado na página 95.
- 68 GUEDES, Vânia L.; BORSCHIVER, Suzana. Bibliometria: uma ferramenta estatística para a gestão da informação e do conhecimento, em sistemas de informação, de comunicação e de avaliação científica e tecnológica, 2005. Disponível em: <<https://repositorio.ufba.br/ri/bitstream/ri/7598/1/CINF02005.doc.pdf>>. Citado na página 53.
- 69 GYAMFI GYIMAH, Adjei; ADDAI, Bismark; ASAMOA, George Kwasi. Macroeconomic determinants of mutual funds performance in Ghana. Edição: David McMillan. **Cogent Economics & Finance**, volume 9, número 1, página 1913876, jan. 2021. Publisher: Cogent OA. ISSN null. DOI: 10.1080/23322039.2021.1913876. Disponível em: <<https://www-tandfonline.ez1.periodicos.capes.gov.br/doi/full/10.1080/23322039.2021.1913876>>. Acesso em: 26 mar. 2023. Citado nas páginas 12, 14.
- 70 HE, Zhongfang; MAEKAWA, Koichi. On spurious Granger causality. **Economics Letters**, Elsevier, volume 73, número 3, páginas 307–313, 2001. Citado na página 40.
- 71 HIGGINS, P.; ZHAB, T.; ZHONG, W. Forecasting China's Economic Growth and Inflation. **China Economic Review**, volume 41, páginas 46–61, 2016. Citado na página 99.
- 72 HOLLAND, Marcio. Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after Inflation Targeting. **XXXIII Encontro Nacional de Economia**, 2005. Citado na página 62.
- 73 HORTA, Guilherme Tinoco de Lima; GIAMBIAGI, Fabio. **Perspectivas DEPEC 2018: O Crescimento da Economia Brasileira 2018-2023**. [Sine loco], 2018. Citado na página 31.
- 74 IBRE (INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA). **Transição Energética Pode Ajudar a Reindustrializar, mas Produtividade é Entrave | Blog do IBRE**. 2023. Disponível em: <<https://blogdoibre.fgv.br/posts/transicao-energetica-pode-ajudar-reindustrializar-mas-produtividade-e-entrave>>. Citado na página 78.

- 75 IQBAL, S. et al. Shifting to a Green Economy: Asymmetric Macroeconomic Determinants of Renewable Energy Production in Pakistan. **Renewable Energy**, volume 202, páginas 234–241, 2023. DOI: 10.1016/j.renene.2022.11.071. Citado nas páginas 77–82, 84.
- 76 JABBOUR, Elias; DE PAULA, Lucas Fernandes. A CHINA E A “SOCIALIZAÇÃO DO INVESTIMENTO”: UMA ABORDAGEM KEYNES-GERSCHENKRON-RANGEL-HIRSCHMAN. **Revista de Economia Contemporânea**, 2018. Citado na página 101.
- 77 JIANG, X.; ZHOU, Z. A neural network based deep learning model for forecasting fixed income mutual fund returns. **Journal of Forecasting**, volume 39, número 2, páginas 191–208, 2020. Citado na página 13.
- 78 JOHANSEN, Søren. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier, volume 12, número 2-3, páginas 231–254, 1988. Citado na página 39.
- 79 KALEMLI-OZCAN, Sebnem; PAPAIOANNOU, Elias; PERRI, Fabrizio. Global Banks and Crisis Transmission. **Journal of International Economics**, volume 89, número 2, páginas 495–510, 2013. Citado na página 94.
- 80 KARIUKI, Emily C. Effect of Macro economic variables on financial performance of mutual funds industry in Kenya, 2014. Citado na página 12.
- 81 KHAN, Mohsin S.; SENHADJI, Abdelhak S. Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth. **IMF Staff Papers**, Palgrave Macmillan, volume 48, número 1, páginas 1–21, 2001. Citado nas páginas 28, 33.
- 82 KHOO, Yee Chien et al. **Effect of macroeconomic factors on selective mutual fund performance in Malaysia**. 2020. Tese (Doutorado) – UTAR. Citado nas páginas 12, 15.
- 83 KRAFT, J.; KRAFT, A. Relationship between Energy and GNP. **J. Energy Dev.**, volume 3, número 2, 1978. Citado na página 76.
- 84 KREMER, Stephanie; BICK, Alexander; NAUTZ, Dieter. Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel Threshold Analysis. **Empirical Economics**, 2013. DOI: 10.1007/s00181-012-0553-9. Citado na página 98.
- 85 KRUK, Diogo Corso; PIMENTEL, Rene Coppe. Performance evaluation models applied to the Brazilian mutual funds market. en. **International Journal of Emerging Markets**, ahead-of-print, ahead-of-print, nov. 2022. Publisher: Emerald Publishing Limited. ISSN 1746-8809. DOI: 10.1108/IJOEM-01-2021-0153. Disponível em: <<https://www-emerald.ez1.periodicos.capes.gov.br/insight/content/doi/10.1108/IJOEM-01-2021-0153/full/html>>. Acesso em: 26 mar. 2023. Citado na página 14.
- 86 LIMA, Elcyon J. A.; MOTA, Gustavo T. Inflation Convergence and Monetary Integration in the BRICS Bloc. **International Economics and Economic Policy**, volume 16, número 2, páginas 303–322, 2019. Citado na página 94.
- 87 LINTNER, John. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. **The Review of Economics and Statistics**, volume 47, número 1, páginas 13–37, 1965. Publisher: The MIT Press. ISSN 0034-6535. DOI: 10.2307/1924119. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1924119>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 10.

- 88 LOBÃO, Júlio; LEVI, André. The relation between mutual fund flows, stock returns and macroeconomic variables: evidence from Portugal. eng, 2016. ISSN 2183-3826. Disponível em: <<https://repositorio-aberto.up.pt/handle/10216/85747>>. Acesso em: 8 abr. 2023. Citado na página 12.
- 89 LOWENBERG, A. D. Why South Africa's Apartheid Economy Failed. **Contemporary Economic Policy**, volume 15, número 3, páginas 62–72, 7. Citado na página 102.
- 90 LUKITO, Josephine. Coordinating a multi-platform disinformation campaign: Internet Research Agency activity on three US social media platforms, 2015 to 2017. **Political Communication**, Taylor & Francis, volume 37, número 2, páginas 238–255, 2020. Citado na página 40.
- 91 LUPORINI, Viviane. The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, volume 38, páginas 7–30, 2008. Citado na página 52.
- 92 MALINDA, M.; CHEN, J. H. The forecasting of consumer exchange-traded funds (ETFs) via grey relational analysis (GRA) and artificial neural network (ANN). **Empirical Economics**, volume 62, número 2, páginas 779–823, 2022. Citado na página 13.
- 93 MANAMPERI, Nimantha. The Short and Long-Run Dynamics between Inflation and Economic Growth in BRICS. **Applied Economics Letters**, volume 21, número 2, 2014. Citado nas páginas 91, 98, 106, 111.
- 94 MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford University Press, volume 107, número 2, páginas 407–437, 1992. Citado na página 28.
- 95 MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, [American Finance Association, Wiley], volume 7, número 1, páginas 77–91, 1952. ISSN 00221082, 15406261. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2975974>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 10.
- 96 MATOS, M. M. de. Crescimento Econômico e Produção de Energias Renováveis: Um Breve Estudo Empírico. **Revista de Economia Mackenzie**, volume 17, número 2, artigo 2, 2020. Citado na página 84.
- 97 MERTON, Robert C. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. **Econometrica**, volume 41, número 5, páginas 867–887, 1973. Publisher: [Wiley, Econometric Society]. ISSN 0012-9682. DOI: 10.2307/1913811. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1913811>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 11.
- 98 MOHANTY, Deepak; JHON, Jomy. Determinants of Inflation in India. **Journal of Asian Economics**, volume 36, páginas 86–96, fev. 2015. Citado na página 101.
- 99 MOREIRA, Paulo Sérgio da Conceição; GUIMARÃES, André José Ribeiro; TSUNODA, Denise Fukumi. Qual Ferramenta Bibliométrica Escolher? um estudo comparativo entre softwares. **P2P & Inovação**, SciELO Brasil, volume 6, número 2, páginas 140–158, 2020. Disponível em: <<https://brapci.inf.br/index.php/res/download/138660>>. Citado na página 53.
- 100 MURSHED, M.; ALAM, Md. S. Estimating the Macroeconomic Determinants of Total, Renewable, and Non-Renewable Energy Demands in Bangladesh: The Role of Technological Innovations. **Environmental Science and Pollution Research**, volume 28, número 23, páginas 30176–30196, 2021. DOI: 10.1007/s11356-021-12516-6. Citado na página 79.

- 101 MUZAFFAR, Ahmed Taneem; JUNANKAR, Pramod N. Inflation-Growth Relationship in Selected Asian Developing Countries: Evidence from Panel Data. **Journal of the Asia Pacific Economy**, volume 19, número 4, páginas 604–628, 2014. DOI: 10.1080/13547860.2014.920594. Citado nas páginas 90, 98.
- 102 NAQVI, S. A. A. et al. Environmental Sustainability and Biomass Energy Consumption through the Lens of Pollution Haven Hypothesis and Renewable Energy-Environmental Kuznets Curve. **Renewable Energy**, volume 212, páginas 621–631, 2023. DOI: 10.1016/j.renene.2023.04.127. Citado na página 87.
- 103 NKORO, Emeka; UKO, Aham Kelvin et al. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. **Journal of Statistical and Econometric methods**, volume 5, número 4, páginas 63–91, 2016. Citado nas páginas 18, 19.
- 104 NONNENBERG, Marcelo J. B. Estratégia de Desenvolvimento da China. In: BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos (Editor). **Doença Holandesa e Indústria**. [Sine loco]: FGV, 2008. Citado na página 102.
- 105 _____. China: Estabilidade e Crescimento Econômico. **Revista de Economia Política**, volume 30, número 2, páginas 201–218, abr. 2010. Citado na página 101.
- 106 OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. The mirage of fixed exchange rates. **Journal of Economic Perspectives**, American Economic Association, volume 9, número 4, páginas 73–96, 1995. Citado na página 28.
- 107 PAL, Karam; MITTAL, Ruhee. Impact of macroeconomic indicators on Indian capital markets. **The journal of risk finance**, Emerald Group Publishing Limited, volume 12, número 2, páginas 84–97, 2011. Citado na página 14.
- 108 PANIGRAHI, CMA(Dr) Ashok; KARWA, Pradhum; JOSHI, Pushkin. Impact of Macroeconomic Variables on the Performance of Mutual Funds: A Selective Study. en. Rochester, NY, jul. 2020. Disponível em: <<https://papers.ssrn.com/abstract=3653076>>. Acesso em: 7 abr. 2023. Citado na página 12.
- 109 PATEL, S. The effect of macroeconomic determinants on the performance of the Indian stock market. **NMIMS Management Review**, volume 22, número 1-11, 2012. Citado na página 12.
- 110 PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**, Wiley, volume 16, número 3, páginas 289–326, 2001. ISSN 08837252, 10991255. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2678547>>. Acesso em: 25 mai. 2023. Citado nas páginas 18, 20.
- 111 PFAFF, Bernhard. VAR, SVAR and SVEC models: Implementation within R package vars. **Journal of statistical software**, volume 27, páginas 1–32, 2008. Citado na página 40.
- 112 PINO, Francisco Alberto. A Questão da Não Normalidade: uma revisão. **Revista de Economia Agrícola**, volume 61, número 2, páginas 17–33, 2014. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/ftp/iea/publicar/rea2014-2/rea2-22014.pdf>>. Citado na página 73.
- 113 POLLONI-SILVA, E et al. Environmental Kuznets Curve and the Pollution-Halo/Haven Hypotheses: An Investigation in Brazilian Municipalities. **Sustainability**, Multidisciplinary Digital Publishing Institute, volume 13, número 8, página 4114, abr. 2021. Citado nas páginas 83, 84, 86.

- 114 PRZYCHODZEN, W.; PRZYCHODZEN, J. Determinants of Renewable Energy Production in Transition Economies: A Panel Data Approach. **Energy**, volume 191, página 116583, 2020. DOI: 10.1016/j.energy.2019.116583. Citado nas páginas 77, 79–81, 84.
- 115 QAMAR, Hassan; SINGH, Sanjay. Mutual fund performance prediction, páginas 185–189, 2016. Citado na página 13.
- 116 QURESHI, Fiza et al. Further evidence on co-movement between equity funds and business cycle variables in BRICS: A Wavelet analysis. en. **Borsa Istanbul Review**, volume 20, s93–s102, dez. 2020. ISSN 22148450. DOI: 10.1016/j.bir.2020.10.011. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2214845020300727>>. Acesso em: 26 mar. 2023. Citado na página 14.
- 117 RELATÓRIO de Inflação. [Sine loco], jun. 2004. Páginas 106–109. Citado na página 103.
- 118 RITCHIE, H.; ROSER, M.; ROSADO, P. **CO and Greenhouse Gas Emissions**. 2020. Disponível em: <<https://ourworldindata.org/emissions-by-sector>>. Citado na página 77.
- 119 RODRIGUES, Charles; VIEIRA, Angel Freddy Godoy. Estudos bibliométricos sobre a produção científica da temática Tecnologias de Informação e Comunicação em bibliotecas. **InCID: Revista de Ciência da Informação e Documentação**, volume 7, número 1, páginas 167–180, 2016. Disponível em: <<https://brapci.inf.br/index.php/res/v/41049>>. Citado nas páginas 56, 57, 59, 60.
- 120 ROMER, Christina D.; ROMER, David H. A Rehabilitation of Monetary Policy in the 1950's. **American Economic Review**, volume 92, número 2, páginas 121–127, 2002. Citado na página 62.
- 121 ROSS, Stephen A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, volume 13, número 3, páginas 341–360, 1976. ISSN 0022-0531. DOI: [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6). Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0022053176900466>>. Citado na página 11.
- 122 SAMUELSON, Paul A.; SOLOW, Robert M. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. **The American Economic Review**, American Economic Association, volume 50, número 2, páginas 177–194, 1960. Citado na página 27.
- 123 SANGALLI, Amanda; KAUCHAKJE, Samira. Uma Introdução à Bibliometria e Cientometria: o caso do presidencialismo latino-americano. **Revista Política Hoje**, volume 29, número 1, 2020. Disponível em: <<https://periodicos.ufpe.br/revistas/politica hoje/article/view/238337>>. Acesso em: 10 set. 2022. Citado na página 53.
- 124 SEBRI, M. Use Renewables to Be Cleaner: Meta-analysis of the Renewable Energy Consumption-Economic Growth Nexus. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, volume 42, páginas 657–665, 2015. DOI: 10.1016/j.rser.2014.10.042. Citado na página 76.
- 125 SHARPE, William F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*. en. **The Journal of Finance**, volume 19, número 3, páginas 425–442, 1964. _eprint: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>. ISSN 1540-6261. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 10.

- 126 _____. Mutual Fund Performance. **The Journal of Business**, volume 39, número 1, páginas 119–138, 1966. Publisher: University of Chicago Press. ISSN 0021-9398. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/2351741>>. Acesso em: 26 mar. 2023. Citado na página 13.
- 127 SIDRAUSKI, Miguel. Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. **The American Economic Review**, American Economic Association, volume 57, número 2, páginas 534–544, 1967. Citado na página 30.
- 128 SILVA, Mygre Lopes; SILVA, Rodrigo Abbade. **Economia Brasileira Pré, Durante e Pós-Pandemia do COVID-19: Impactos e Reflexões**. [Sine loco], 2020. Citado na página 32.
- 129 SILVA, P. P. da; CERQUEIRA, P. A.; OGBE, W. Determinants of Renewable Energy Growth in Sub-Saharan Africa: Evidence from Panel ARDL. **Energy**, volume 156, páginas 45–54, 2018. DOI: 10.1016/j.energy.2018.05.068. Citado na página 80.
- 130 SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, JSTOR, páginas 1–48, 1980. Citado na página 27.
- 131 SINGH, H. V. et al. The Energy Transitions Index: An Analytic Framework for Understanding the Evolving Global Energy System. **Energy Strategy Reviews**, volume 26, página 100382, 2019. DOI: 10.1016/j.esr.2019.100382. Citado na página 77.
- 132 TEKER, Dilek; TASSEVEN, Ozlem; TUKEL, A. Determinants of capital structure for turkish firms: A panel data analysis. **International Research Journal of Finance and Economics**, volume 1, páginas 179–187, jul. 2009. Citado na página 11.
- 133 TOBIN, James. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, Wiley, volume 1, número 1, páginas 15–29, 1969. Citado na página 30.
- 134 TODA, Hiro Y.; YAMAMOTO, Taku. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, volume 66, número 1, páginas 225–250, 1995. ISSN 0304-4076. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8). Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407694016168>>. Citado nas páginas 19, 27, 40.
- 135 TREYNOR, Jack L. Market Value, Time, and Risk. en. Rochester, NY, ago. 1961. DOI: 10.2139/ssrn.2600356. Disponível em: <<https://papers.ssrn.com/abstract=2600356>>. Acesso em: 31 mar. 2023. Citado na página 10.
- 136 VIEIRA, Flávio Vilela; VERÍSSIMO, Marcos P. Crescimento Econômico em Economias Emergentes Seleccionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul. **Economia e Sociedade**, volume 18, 3 (37), páginas 513–546, 2009. Citado na página 103.
- 137 VINAYAGATHASAN, Thanabalasingam. Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Threshold Analysis for Asian Economies. **Journal of Asian Economics**, volume 26, páginas 31–41, 2013. Citado na página 91.
- 138 VURAL, G. Analyzing the Impacts of Economic Growth, Pollution, Technological Innovation and Trade on Renewable Energy Production in Selected Latin American Countries. **Renewable Energy**, volume 171, páginas 210–216, 2021. DOI: 10.1016/j.renene.2021.02.072. Citado nas páginas 78, 79.

- 139 WANG, L. et al. Asymmetric Macroeconomic Determinants of Renewable Energy Consumption: Do Financial Institutions and ICT Trade Matter? **Environmental Science and Pollution Research**, volume 30, número 4, páginas 9841–9851, 2023. DOI: 10.1007/s11356-022-22816-0. Citado na página 78.
- 140 YILMAZKUDAY, Hakan. Inflation and Growth: The Role of Institutions. **Journal of Economics and Finance**, volume 46, páginas 167–187, 2022. DOI: 10.1007/s12197-021-09563-7. Citado na página 98.
- 141 ZETTELMEYER, Jeromin. The Impact of Monetary Policy on the Exchange Rate: Evidence from Three Small Open Economies. **Journal of Monetary Economics**, volume 51, número 3, páginas 635–652, 2004. Acesso em 20/03/2023. Disponível em: <https://www.academia.edu/63499555/The_impact_of_monetary_policy_on_the_exchange_rate_evidence_from_three_small_open_economies>. Citado nas páginas 63, 65, 73.

Índice Remissivo

I

Introdução 76, 90