

# **Coletânea de Macroeconomia Aplicada:**

## **Crescimento Econômico, Capital Humano, Investimento Estrangeiro Direto, Abertura Comercial e Política Fiscal**

**Daiane Rodrigues dos Santos  
Marianna Baia de Andrade  
Matheus de Lucas Ribeiro Mota  
Jessica Facioli  
Luiz Antonio Leopoldo  
Camila Lima Silva  
Bruna Amaral Lanzillotti Barreto  
Felipe Cardoso Wilhelm da Costa  
Fernanda de Oliveira e Silva  
Marina de Oliveira Guimarães  
André Luis R. Vasconcellos  
Marlon C. de Souza  
Fernando Antonio Lucena Aiube**





## Folhas de Crédito

<b>Editora chefe</b>	2025 by Atena Editora
Profª Drª Antonella Carvalho de Oliveira	Copyright © 2025 Atena Editora
<b>Editora executiva</b>	Copyright do texto © 2025, o autor
Natalia Oliveira Scheffer	Copyright da edição © 2025, Atena Editora
<b>Assistente editorial</b>	Os direitos desta edição foram cedidos à Atena
Flávia Barão	Editora pelo autor.
<b>Bibliotecária</b>	<i>Open access publication by Atena Editora</i>
Janaina Ramos	



Todo o conteúdo deste livro está licenciado sob a Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC BY 4.0).

A Atena Editora mantém um compromisso firme com a integridade editorial em todas as etapas do processo de publicação, assegurando que os padrões éticos e acadêmicos sejam rigorosamente cumpridos. Adota políticas para prevenir e combater práticas como plágio, manipulação ou falsificação de dados e resultados, bem como quaisquer interferências indevidas de interesses financeiros ou institucionais. Qualquer suspeita de má conduta científica é tratada com máxima seriedade e será investigada de acordo com os mais elevados padrões de rigor acadêmico, transparência e ética.

O conteúdo da obra e seus dados, em sua forma, correção e confiabilidade, são de responsabilidade exclusiva do autor, não representando necessariamente a posição oficial da Atena Editora. O download, compartilhamento, adaptação e reutilização desta obra são permitidos para quaisquer fins, desde que seja atribuída a devida autoria e referência à editora, conforme os termos da Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC BY 4.0).

Os trabalhos nacionais foram submetidos à avaliação cega por pares realizada pelos membros do Conselho Editorial da editora, enquanto os internacionais foram avaliados por pareceristas externos. Todos foram aprovados para publicação com base em critérios de neutralidade e imparcialidade acadêmica.



## Folhas de Crédito

**Coletânea de macroeconomia aplicada: crescimento econômico, capital humano, investimento estrangeiro direto, abertura comercial e política fiscal**

**Autora:** Daiane Rodrigues dos Santos  
**Revisão:** A autora  
**Indexação:** Amanda Kelly da Costa Veiga

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)	
C694	<p>Coletânea de macroeconomia aplicada: crescimento econômico, capital humano, investimento estrangeiro direto, abertura comercial e política fiscal / Organizadora Daiane Rodrigues dos Santos. – Ponta Grossa - PR: Atena, 2025.</p> <p>Formato: PDF Requisitos de sistema: Adobe Acrobat Reader Modo de acesso: World Wide Web Inclui bibliografia ISBN 978-65-258-3517-4 DOI: <a href="https://doi.org/10.22533/at.ed.174251308">https://doi.org/10.22533/at.ed.174251308</a></p> <p>1. Macroeconomia. I. Santos, Daiane Rodrigues dos (Organizadora). II. Título.</p> <p style="text-align: right;">CDD 339</p>
Elaborado por Bibliotecária Janaina Ramos – CRB-8/9166	

**Atena Editora**  
Ponta Grossa – Paraná – Brasil  
+55 (42) 3323-5493  
+55 (42) 99955-2866  
[www.atenaeditora.com.br](http://www.atenaeditora.com.br)  
[contato@atenaeditora.com.br](mailto:contato@atenaeditora.com.br)





## Conselho Editorial

Prof. Dr. Alexandre Igor Azevedo Pereira – Instituto Federal Goiano  
Profª Drª Amanda Vasconcelos Guimarães – Universidade Federal de Lavras  
Prof. Dr. Antonio Pasqualetto – Pontifícia Universidade Católica de Goiás  
Profª Drª Ariadna Faria Vieira – Universidade Estadual do Piauí  
Prof. Dr. Arinaldo Pereira da Silva – Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará  
Prof. Dr. Benedito Rodrigues da Silva Neto – Universidade Federal de Goiás  
Prof. Dr. Cirênio de Almeida Barbosa – Universidade Federal de Ouro Preto  
Prof. Dr. Cláudio José de Souza – Universidade Federal Fluminense  
Profª Drª Daniela Reis Joaquim de Freitas – Universidade Federal do Piauí  
Profª Drª Dayane de Melo Barros – Universidade Federal de Pernambuco  
Prof. Dr. Eloi Rufato Junior – Universidade Tecnológica Federal do Paraná  
Profª Drª Érica de Melo Azevedo – Instituto Federal do Rio de Janeiro  
Prof. Dr. Fabrício Menezes Ramos – Instituto Federal do Pará  
Prof. Dr. Fabrício Moraes de Almeida – Universidade Federal de Rondônia  
Profª Drª Glécilla Colombelli de Souza Nunes – Universidade Estadual de Maringá  
Prof. Dr. Humberto Costa – Universidade Federal do Paraná  
Prof. Dr. Joachin de Melo Azevedo Sobrinho Neto – Universidade de Pernambuco  
Prof. Dr. João Paulo Roberti Junior – Universidade Federal de Santa Catarina  
Profª Drª Juliana Abonizio – Universidade Federal de Mato Grosso  
Prof. Dr. Julio Candido de Meirelles Junior – Universidade Federal Fluminense  
Profª Drª Keyla Christina A. Portela – Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Paraná  
Profª Drª Miranilde Oliveira Neves – Instituto de Educação, Ciência e Tecnologia do Pará  
Prof. Dr. Sérgio Nunes de Jesus – Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia  
Profª Drª Talita de Santos Matos – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro  
Prof. Dr. Tiago da Silva Teófilo – Universidade Federal Rural do Semi-Árido  
Prof. Dr. Valdemar Antonio Paffaro Junior – Universidade Federal de Alfenas



A close-up, black and white photograph of a vintage typewriter. The focus is on several keys. In the upper center, a key with the letter 'A' is prominent. To its right, a key with the letter 'S' is partially visible. Below the 'A' key, a key with the letter 'Z' is clearly shown. To the left of the 'Z' key, another key with the letters 'IS-' and 'S' is visible. The keys are made of a dark, possibly metal or plastic, material with a lighter-colored circular center where the letter is printed. The background is dark and out of focus, showing the intricate mechanical parts of the typewriter. A semi-transparent green banner with a thin dark border is positioned horizontally across the middle of the image, containing the text 'Sobre os Autores' in a white, sans-serif font.

**Sobre os Autores**

André Luis Rodrigues Vasconcellos é mestrando em Economia com Especialização em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE/UERJ) e representante discente do mesmo programa. Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). Atualmente, exerce a função de Professor Auxiliar, na disciplina de Teoria em Pesquisa Econômica, e é Pesquisador no Laboratório de Pesquisas Econômicas e Computacionais Aplicadas (LPA) na UERJ, desenvolvendo análises e proposições sobre a economia brasileira, utilizando métodos avançados da ciência da computação, técnicas quantitativas, análise de dados e ferramentas computacionais de ponta. Desde 2020, integra o Grupo de Pesquisa em Economia e Conjuntura do Sistema Financeiro (ECSFin), onde conduz estudos aplicados sobre economia monetária, sistema financeiro e desenvolvimento econômico. Além disso, trabalhou em Planejamento Econômico e Comercial na Ternium de 2021 a 2022, atuando diretamente na análise de mercado, planejamento estratégico e tomada de decisões econômicas. Também participou do projeto de pesquisa e extensão "Diálogos Necessários e Questões Impertinentes: Economia, Ensino Médio, Universidade e Sociedade" em 2019.

Bruna Amaral Lanzillotti Barreto é mestranda em Economia pela UERJ e assessora da Presidência da Enel Green Power Brasil, multinacional do setor de geração renovável. Com uma década de experiência no setor elétrico, atuou em pesquisa e gestão de projetos em Sustentabilidade e, nos últimos anos, tem trabalhado em análise estratégica e de mercado voltada para a alta gestão. Além disso, é licenciada e bacharel em Ciências Sociais pela Universidade Federal Fluminense, com pós-graduação em Ensino de Ciências Sociais pelo Colégio Pedro II.

Camila Lima atualmente é aluna de mestrado em Economia, com especialização em Economia Aplicada pelo PPGCE UERJ (Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual do Rio de Janeiro) e pesquisadora no Laboratório de Pesquisas Econômicas e Computacionais Aplicadas (LPA). Economista pela UFRRJ (Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro) em 2022. Estagiária no Departamento de Canais de Distribuição e Parcerias - ADIG/DECAN no BNDES de 2020 a 2022. Pesquisadora e bolsista de Iniciação Científica pela CNPQ sobre modelos de previsão para séries temporais no período de 2020 a 2021.

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

Fernanda de Oliveira e Silva possui graduação em Estatística pela Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG (2009), mestrado em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ (2023) e atualmente cursa o doutorado em Ciências Econômicas na mesma instituição. Entre 2010 e 2019 atuou em grandes empresas da iniciativa privada, trabalhando principalmente com métodos estatísticos de previsão e planejamento de cadeia de suprimentos. Sua decisão de cursar o mestrado e o doutorado veio do desejo de voltar a carreira para a atuação em políticas públicas e projetos sociais. Desenvolve pesquisas na área de políticas e finanças públicas, além de atuar como consultora independente em gestão, monitoramento e avaliação de projetos sociais.

Felipe Cardoso Wilhelm da Costa atualmente é Técnico Universitário da Universidade do



Estado do Rio de Janeiro (UERJ). Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal Fluminense (UFF), Especialização (MBA) em Planejamento e Finanças pela UERJ, e no momento é aluno do Mestrado Acadêmico do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da UERJ. Trabalhou no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no HSBC-BANK e na corretora de investimentos Lopes Filho & Associados.

Jéssica Facioli atualmente é professora adjunta na Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) e membro permanente do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE-UERJ). Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) em 2015. Mestre (2018) e Doutora (2023) em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UFJF. Atua como assistente de pesquisa no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA - RJ), dedicando-se a projetos de avaliação de crédito como ferramenta de inclusão social (microcrédito) e ao estudo das restrições enfrentadas por micro e pequenas empresas. Os principais temas de interesse incluem avaliação de políticas públicas, mercado de trabalho, redes sociais e crédito. Possui experiência em avaliação de impacto, programas de transferência de renda, análise de estrutura de redes sociais, métodos estatísticos e econométricos, além de manipulação de grandes volumes de dados.

Luiz Antônio S. dos S. Leopoldo atualmente é aluno do mestrado acadêmico do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (PPGCE-UERJ). É formado em Ciências Econômicas pela Universidade Candido Mendes e trabalhou como metalúrgico e analista de custos em diversas fábricas brasileiras.

Marianna Baia de Andrade atualmente é mestranda em Economia pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) e graduou-se em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Atuou como estagiária na Gerência de Estudos Econômicos da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), onde trabalhou com levantamento de dados, estudos econômicos e análises sobre a economia fluminense, infraestrutura e segurança pública. No meio acadêmico, foi monitória de Teoria Microeconômica II e Matemática II na UFRJ. Além disso, participou de uma iniciação científica na Fundação de Apoio à Escola Técnica (Faetec), com apoio da Fundação Carlos Chagas Filho de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ), no projeto “Potencialize-se”, que desenvolveu um jogo virtual voltado para o ensino básico da Matemática em escolas. Recebeu o terceiro lugar, por dois anos consecutivos (2015 e 2016), na IX Feira de Ciência, Tecnologia e Inovação do Rio de Janeiro (FECTI), na modalidade Interdisciplinar. Suas pesquisas atuais envolvem modelagem econométrica aplicada a políticas públicas, com interesse especial na avaliação dos impactos do Bolsa Família na economia brasileira.

Marlon Cecilio de Souza é graduado em economia pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ (2019) e especialista em Política Sociedade pelo Instituto de Estudos Sociais e Políticos - IESP-UERJ (2022). Atualmente, é Analista na área de Equity and Fixed Income Valuation no Bank of New York e mestrando em Economia Aplicada na área quantitativa. Escreve periodicamente para jornais sobre os seguintes temas: Economia Monetária, Economia Política e Análises Socioeconômicas.

Marina de Oliveira Guimarães atualmente é cientista de dados na Masima Soluções em Imagens Médicas. Possui Doutorado em Engenharia de Produção e Sistemas pelo Cefet/RJ e está cursando Doutorado em Economia na UERJ. Tem Mestrado em Ciências Contábeis pela UERJ e diversas especializações, incluindo Ciência de Dados e Big Data pela PUC Minas, Gestão Tributária e Gestão de Projetos pela USP/Esalq, Planejamento e Finanças e engenharia Econômica pela UERJ,

Finanças e Administração Pública pela UFF e Contabilidade Internacional pela Universidade Candido Mendes. Graduada em Engenharia de Computação, Economia pela UCAM, Contabilidade pela UNESA e Engenharia de Produção CEFET RJ. Com mais de uma década de experiência em multinacionais, atuou nas áreas de Finanças, Controladoria e Contabilidade, além de desenvolver pesquisas aplicadas em ciência de dados, machine learning e modelagem estatística. Trabalhou como pesquisadora no Instituto Nacional de Tecnologia, na CNI/Firjan e no Ipea, focando em macroeconomia industrial, economia circular e análise de dados econômicos. Também possui experiência docente em universidade UFF, Uniasselvi e cursos de extensão - UERJ, perita contábil e econômica em órgãos como TRF-RJ, TJRJ e TRT 2.

Matheus de Lucas Ribeiro Mota é aluno de mestrado do programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - UERJ. Possui graduação em Economia pela Puc-Rio, com Domínio Adicional em Empreendedorismo. Tem experiência no mercado financeiro como estagiário/trainee em um Multi-Family Office chamado Unifinance.

Fernando Antonio Lucena Aiube possui graduação em Engenharia Elétrica pela Universidade Federal de Goiás (1980), mestrado (1995) e doutorado (2005) ambos em Engenharia de Produção - no Depto de Enga Industrial da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Atuou como prof Adjunto no depto de Enga Industrial por 20 anos (1995-2015). Atuou como engo de Petróleo na Petrobras por 34 anos (1981-2015) nas áreas de Exploração e Produção e, posteriormente, na área Financeira. Atualmente é prof Associado em regime de dedicação exclusiva na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Tem experiência e interesse nas seguintes áreas/temas: derivativos, risco, finanças empíricas, séries temporais, econometria, opções reais, indústria do petróleo e avaliação econômica de projetos de investimento.





## Introdução

O livro "Coletânea de Macroeconomia Aplicada: Crescimento Econômico, Capital Humano, Investimento Estrangeiro Direto, Abertura Comercial e Política Fiscal" explora os principais pilares da economia brasileira e suas interações no cenário global. O presente compêndio buscou analisar as interconexões entre variáveis macroeconômicas para o desenvolvimento econômico sustentável do país. A coletânea aborda desde a influência das políticas fiscais e do financiamento no ciclo real de negócios, passando pelo impacto do investimento em infraestrutura e capital humano no crescimento econômico, até a análise detalhada da relação entre inflação, investimento estrangeiro direto (IED), consumo de energia e risco no contexto brasileiro. A análise destas inter-relações se torna premente, dada a atual importância de políticas públicas que promovam um crescimento econômico sustentado e resiliente, especialmente em um cenário global marcado por incertezas e volatilidade.

O primeiro artigo, "O Papel do Investimento Estrangeiro Direto, do Consumo de Energia e do Risco no Crescimento Econômico Brasileiro: Efeitos e Perspectivas na Economia Brasileira" investigou a relação entre o Investimento Estrangeiro Direto (IED), o consumo de energia, o risco-país e o PIB brasileiro. Utilizando o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM), o estudo buscou capturar as dinâmicas intertemporais entre essas variáveis, com o objetivo de proporcionar uma compreensão mais aprofundada sobre o impacto do IED e das demais variáveis econômicas no crescimento do Brasil. Os resultados revelaram que o consumo de energia apresenta uma relação positiva e crescente com o Produto Interno Bruto (PIB), refletindo que o aumento na demanda energética pode ser um indicativo da expansão das atividades econômicas, em consonância com um maior influxo de capital estrangeiro, como exemplificado pelo aumento da demanda por eletricidade em setores industriais em expansão; o risco-país, embora inicialmente percebido como um fator negativo, demonstrou efeitos positivos ao promover um ajuste na percepção de confiança dos investidores e fomentar um ambiente econômico mais favorável após choques, sugerindo uma capacidade de resiliência e adaptação da economia brasileira; e a taxa de câmbio exibiu uma trajetória de recuperação ao longo do tempo, evidenciando que, apesar de flutuações cambiais poderem impactar negativamente o PIB inicialmente, ajustes positivos ocorrem em resposta a entradas significativas de capital, como observado em momentos de atração de Investimento Estrangeiro Direto (IED)

para setores estratégicos.

Na sequência, o artigo "Investigação do Papel do Investimento em Capital Humano no Crescimento Econômico Brasileiro através do Modelo AK" analisou a importância do capital humano como um fator chave para o crescimento econômico do Brasil. Através do modelo AK e de dados de investimento em educação, o estudo explorou a relação dinâmica entre o investimento em capital humano e o crescimento econômico, buscando estimar as relações de curto e longo prazo e identificar o potencial do capital humano para sustentar trajetórias de desenvolvimento mais resilientes e inclusivas. O modelo AK, que assume retornos constantes de escala para o capital, permitiu analisar como o investimento em capital humano pode gerar um crescimento endógeno, ou seja, um crescimento que se auto-sustenta ao longo do tempo. O uso do modelo ARDL mostrou-se particularmente eficiente ao capturar as interações entre variáveis com diferentes níveis de integração e ao permitir a diferenciação clara entre os efeitos de curto e longo prazo. Essa abordagem metodológica é especialmente relevante para economias em desenvolvimento, como o Brasil, onde a instabilidade macroeconômica e a volatilidade da curva de juros podem dificultar a análise de relações dinâmicas.

O terceiro artigo, "Crescimento Econômico de países da América do Sul entre 1990 e 2023: Uma análise da influência do Investimento em Infraestrutura, Abertura Comercial e Capital Humano" examinou o papel do investimento em infraestrutura, qualidade do capital humano e abertura comercial no crescimento econômico de oito países sul-americanos: Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru e Uruguai. Utilizando uma análise econométrica de dados em painel, o estudo buscou quantificar a influência desses fatores no PIB per capita, com o objetivo de identificar quais variáveis apresentam maior impacto no desenvolvimento econômico regional. A escolha da análise em painel permitiu controlar para efeitos específicos de cada país e ao longo do tempo, proporcionando estimativas mais adequadas com cada economia estudada. Os resultados encontrados neste artigo são consistentes com a literatura existente, confirmando a hipótese frequente mesmo em abordagens variadas, de que os impactos do Investimento em Infraestrutura, da integração aos mercados globais e de uma maior qualificação do Capital Humano são, em geral, positivos. Nos países da América do Sul analisados, a formação bruta de capital fixo e o volume de exportações apresentam maior relevância sobre o PIB *per capita*, em consonância com perfil dessas economias.

Ademais, o artigo "Impacto da Inflação no Crescimento Econômico: Uma Análise Econométrica para o Brasil utilizando o modelo VEC (Vector Error Correction)", investigou a relação entre inflação e crescimento econômico no Brasil, analisando as dinâmicas de curto e longo prazo em contextos macroeconômicos. O estudo utiliza o modelo de Correção de Erros Vetoriais (VEC) para explorar as relações de cointegração entre variáveis como PIB, inflação, consumo das famílias, consumo do governo e formação bruta de capital fixo, visando identificar os efeitos da inflação sobre o crescimento econômico brasileiro. A utilização do modelo VEC se justificou pela necessidade de tratar a possível não estacionariedade das séries temporais, garantindo que as inferências estatísticas sejam válidas. Os resultados evidenciaram que choques inflacionários têm impactos significativos no curto prazo, afetando negativamente o consumo agregado e os investimentos produtivos. As funções impulso-resposta indicaram que esses choques geram uma retração inicial no PIB, mas a persistência desse impacto tende a ser limitada. Em horizontes de longo prazo, o sistema econômico demonstrou capacidade de ajustamento, retornando a um estado de equilíbrio. Esse comportamento ressalta que, embora a inflação elevada cause distorções temporárias, o Brasil apresenta mecanismos estruturais que promovem a recuperação econômica ao longo do tempo. A análise de cointegração conduzida por meio do modelo VEC demonstrou que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis como PIB e índice de preços ao consumidor. Essa relação indica que, embora choques inflacionários possam provocar distorções de curto prazo, o sistema econômico tende a ajustar-se no longo prazo para restabelecer um padrão de equilíbrio.

Por fim, o artigo "O Financiamento ao Ciclo Real de Negócios e a Política Fiscal Brasileira,

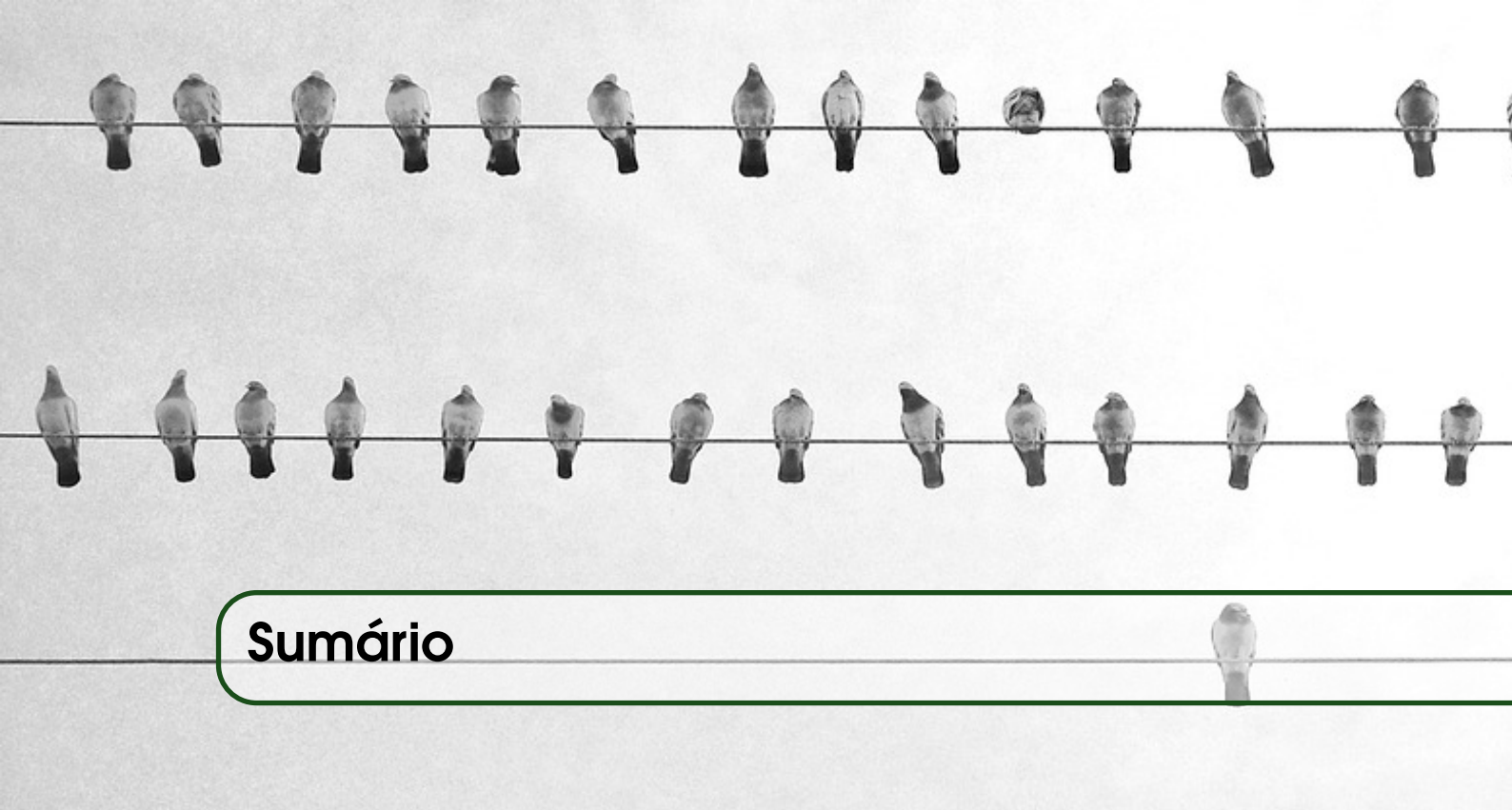


uma Análise Quantitativa", explora a dinâmica entre o ciclo real de negócios (CRN), a política fiscal e as condições de financiamento no Brasil no período de 2013 a 2023. Através de Modelos de Correção de Erro Vetorial (VECM), o estudo investiga como variáveis como spread bancário, dívida governamental e inflação interagem com o Produto Interno Bruto (PIB), revelando os impactos de curto e longo prazo dessas relações. O VECM, enquanto metodologia econométrica, permite capturar tanto as relações de equilíbrio de longo prazo (cointegração) quanto os ajustes dinâmicos de curto prazo entre as variáveis, oferecendo uma visão sintetizada da complexa interação entre política fiscal e o ciclo econômico. Os resultados indicaram que variáveis como o spread bancário, a inflação e a dívida governamental desempenham papéis relevantes na determinação do PIB no contexto brasileiro. O impacto negativo do spread bancário em defasagens curtas evidencia a relação entre altos custos de crédito e a retração do crescimento econômico, refletindo uma característica estrutural do sistema financeiro brasileiro, onde o acesso ao crédito ainda é limitado e caro. Em contrapartida, defasagens mais longas do spread sugerem que ajustes no mercado de crédito podem, ao longo do tempo, estimular o crescimento, reforçando a necessidade de reformas no setor bancário.

---







## Sumário

<b>1</b>	<b>Crescimento Econômico e IED</b> .....	<b>3</b>
	DOI: <a href="https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513081">https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513081</a>	
<b>1.1</b>	<b>Introdução.</b>	<b>5</b>
<b>1.2</b>	<b>Referencial Teórico.</b>	<b>7</b>
1.2.1	Investimento Estrangeiro Direto. ....	7
1.2.2	Evolução do IED no Brasil: 1990-2023 .....	10
1.2.3	Bibliometria. ....	11
<b>1.3</b>	<b>Metodologia.</b>	<b>14</b>
1.3.1	Estacionaridade das Séries Temporais Econômicas. ....	14
1.3.2	Teste de Cointegração de Johansen. ....	17
1.3.3	Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) .....	19
<b>1.4</b>	<b>Resultados e Discussões.</b>	<b>20</b>
1.4.1	Estatística Descritiva. ....	21
1.4.2	Evolução temporal das Variáveis utilizadas no Modelo. ....	22
1.4.3	Relação Linear Entre as Variáveis Seleccionadas. ....	27
1.4.4	Testes de Estacionariedade das Séries Temporais. ....	28
1.4.5	Teste de seleção para as defasagens. ....	29
1.4.6	Vetores de Cointegração - Teste de Johansen. ....	30
1.4.7	Modelo VEC - Vector Error Correction Model. ....	31
1.4.8	Análise de Resíduos. ....	32
1.4.9	Análise das Funções Impulso-Resposta. ....	33
<b>1.5</b>	<b>Conclusão.</b>	<b>37</b>
<b>2</b>	<b>Capital Humano e Crescimento Econômico</b> .....	<b>39</b>
	DOI: <a href="https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513082">https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513082</a>	
<b>2.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>40</b>
<b>2.2</b>	<b>Revisão da Literatura</b>	<b>42</b>
2.2.1	Teoria do Capital Humano .....	42

2.2.2	Modelos de Crescimento Econômico . . . . .	44
2.2.3	Capital Humano e Crescimento Econômico . . . . .	46
2.2.4	Modelo AK e ARDL . . . . .	48
2.2.5	Bibliometria . . . . .	49
<b>2.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>52</b>
2.3.1	Descrição de base de dados . . . . .	53
2.3.2	Modelo AK . . . . .	54
2.3.3	Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) . . . . .	55
<b>2.4</b>	<b>Resultados</b>	<b>57</b>
2.4.1	Teste da Raiz Unitária . . . . .	58
2.4.2	Aplicação do Modelo de Autorregressão com Defasagens Distribuídas . . . . .	61
<b>2.5</b>	<b>Considerações Finais</b>	<b>65</b>
<b>3</b>	<b>Crescimento Econômico na América do Sul . . . . .</b>	<b>69</b>
	DOI: <a href="https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513083">https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513083</a>	
<b>3.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>70</b>
<b>3.2</b>	<b>Referencial Teórico</b>	<b>72</b>
3.2.1	Bibliometria . . . . .	72
3.2.2	Investimento em Infraestrutura e Crescimento Econômico . . . . .	74
3.2.3	Abertura Comercial e Crescimento Econômico . . . . .	76
3.2.4	Capital Humano e Crescimento Econômico . . . . .	79
<b>3.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>81</b>
3.3.1	Definição dos dados . . . . .	81
3.3.2	Dados em Painel e Regressão . . . . .	84
<b>3.4</b>	<b>Resultados</b>	<b>89</b>
<b>3.5</b>	<b>Considerações Finais</b>	<b>94</b>
<b>3.6</b>	<b>Apêndice I - Principais dados e Estatística descritiva</b>	<b>96</b>
<b>4</b>	<b>Inflação e Crescimento Econômico . . . . .</b>	<b>103</b>
	DOI: <a href="https://doi.org/10.22533/at.ed.174251308">https://doi.org/10.22533/at.ed.174251308</a>	
<b>4.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>104</b>
<b>4.2</b>	<b>Referencial Teórico</b>	<b>106</b>
4.2.1	Bibliometria . . . . .	107
4.2.2	Revisão da Literatura . . . . .	111
<b>4.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>113</b>
4.3.1	Estrutura Matemática do Modelo VEC . . . . .	114
4.3.2	Impacto da Inflação no Crescimento Econômico com Modelo VEC . . . . .	115
4.3.3	Estruturação do Modelo VEC para Análise de Inflação e Crescimento no Brasil	116
<b>4.4</b>	<b>Modelagem e resultados</b>	<b>116</b>
4.4.1	Análise de Estacionariedade . . . . .	120
4.4.2	Análise de Multicolinearidade . . . . .	124
4.4.3	Análise de Cointegração . . . . .	124
4.4.4	Modelo VEC . . . . .	125
<b>4.5</b>	<b>Conclusão</b>	<b>128</b>
<b>5</b>	<b>Política Fiscal e Ciclo Real de Negócios . . . . .</b>	<b>131</b>
	DOI: <a href="https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513085">https://doi.org/10.22533/at.ed.1742513085</a>	
<b>5.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>132</b>

---

<b>5.2</b>	<b>Referencial Teórico</b>	<b>135</b>
5.2.1	Bibliometria . . . . .	136
<b>5.3</b>	<b>Metodologia</b>	<b>143</b>
5.3.1	Levantamento dos dados . . . . .	144
5.3.2	Tratamento estatístico de dados . . . . .	145
<b>5.4</b>	<b>Consolidação do modelo</b>	<b>147</b>
5.4.1	Teste ADF . . . . .	147
5.4.2	Teste de cointegração (Teste de Johansen) . . . . .	149
<b>5.5</b>	<b>Resultados</b>	<b>152</b>
5.5.1	Modelo Genérico . . . . .	152
5.5.2	Modelo Final . . . . .	154
<b>5.6</b>	<b>Conclusão</b>	<b>157</b>
	<b>Bibliografia . . . . .</b>	<b>159</b>
	<b>Livros</b>	<b>159</b>
	<b>Artigos, trabalhos apresentados, teses e dissertações</b>	<b>161</b>
	<b>Index . . . . .</b>	<b>175</b>





## 1. Crescimento Econômico e IED



# O Papel do Investimento Estrangeiro Direto, do Consumo de Energia e do Risco no Crescimento Econômico Brasileiro: Efeitos e Perspectivas na Economia Brasileira.

Marianna Baia

Matheus Mota

Daiane Rodrigues dos Santos

Jessica Facioli

## Resumo

A ascensão da financeirização, impulsionada pelo processo de globalização, resultou em impactos sobre o crescimento global do Investimento Estrangeiro Direto (IED), especialmente a partir da década de 1990. Além do IED, o Consumo de Energia e o Risco são variáveis que potencialmente podem influenciar o crescimento econômico brasileiro. O Consumo de Energia pode ser interpretado como um indicador da atividade econômica, pois reflete a demanda industrial e comercial, sendo diretamente associado ao nível de produção. Por sua vez, o Risco econômico é um fator que pode influenciar a confiança dos investidores e a estabilidade geral do ambiente econômico. Assim, este estudo pretende investigar a relação entre o IED, o consumo de Energia Elétrica, o Risco-Brasil e o PIB brasileiro entre 1995 e 2023, empregando o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) para capturar as dinâmicas intertemporais entre as variáveis econômicas em análise. Essa abordagem visa proporcionar compreensão sobre o impacto do IED e das demais variáveis econômicas no PIB, contribuindo para o debate sobre a importância desse investimento na promoção do crescimento econômico no Brasil. Conforme o modelo no curto prazo, o Investimento Estrangeiro Direto (IED) mostra impactos positivos significativos, especialmente destacando-se nas defasagens iniciais, com seu efeito mais pronunciado manifestando-se temporariamente, mas dissipando-se com o tempo. O Consumo de Energia mantém uma tendência favorável e crescente, ao passo que a Taxa de Câmbio reverte os efeitos ao longo do tempo, partindo de impactos adversos para resultados positivos subsequentes. Destaca-se também o papel do Risco, que supera os impactos iniciais adversos e se estabelece positivamente, refletindo sua capacidade de ajuste após choques. Em um horizonte de longo prazo, o IED, o PIB, o Consumo de Energia e a Câmbio atingem equilíbrios isolados, sinalizando que as trajetórias não são diretamente influenciadas pelas outras variáveis dentro do modelo. O Risco, no entanto, mostra uma integração mais profunda dentro do sistema, evidenciado por a associação significativa com todas as variáveis, indicando seu papel enquanto componente sistêmico-chave.

**Palavras-chave:** Investimento Estrangeiro Direto; Brasil; Produto Interno Bruto; VECM.



## 1.1 Introdução.

A globalização financeira, que se intensificou na década de 1990, constituiu-se como um processo transformador no cenário econômico global, promovendo alterações substanciais nas economias nacionais por meio da ampliação dos fluxos de capitais e investimentos internacionais ((SOLANES), (2010)). Este fenômeno, caracterizado pela crescente interconexão entre economias de diversas regiões, impulsionou de maneira significativa os Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) em múltiplas partes do mundo. Durante esse período, as economias desenvolvidas implementaram uma política macroeconômica de afrouxamento, evidenciada pela considerável redução das taxas de juros internacionais ((PERES; YAMADA), (2014)). A diminuição das taxas de juros, associada à elevada liquidez global e às recessões enfrentadas por alguns países desenvolvidos, resultou na emergência dos mercados em desenvolvimento como alternativas atraentes para os investimentos internacionais. O Brasil, especificamente, destacou-se como uma economia receptora de relevância global.

No caso brasileiro, segundo Oliveira Carminati e Fernandes (2013), a partir da década de 1990, os fluxos de capitais internacionais destinados ao país aumentaram como resultado das iniciativas governamentais para posicionar o Brasil de maneira assertiva na era da globalização financeira. Destaca-se, nesse contexto, o aumento dos investimentos estrangeiros diretos, especialmente após a implementação do Plano Real em julho de 1994, o que criou um ambiente favorável à estabilização monetária e à entrada de novos fluxos. É relevante notar que, ao longo dessa década, a entrada de Investimentos Diretos Estrangeiros (IDE) foi marcada por um intenso processo de privatizações, além de fusões e aquisições de empresas no Brasil.

O avanço dos Investimentos Estrangeiros Diretos líquidos (IED) no Brasil desde 1994 refletiu uma dinâmica de crescente atração de capitais internacionais, intensificando-se ao longo das décadas de 1990 e 2000. Em 1994, o Brasil recebeu US\$ 2.149,9 milhões em IED líquidos, e esse volume cresceu nos anos subsequentes, atingindo picos significativos, como os US\$ 45.058,2 milhões em 2008, impulsionado pela estabilização econômica, pelas reformas institucionais e pela crescente integração do país ao mercado global. Em 2011, esse montante atingiu US\$ 66.660,0 líquidos<sup>1</sup>.

Dessa forma, a política brasileira, ao implementar medidas de estabilização fundamentadas na criação de uma estratégia de abertura econômica e na mitigação de restrições à livre circulação dos fluxos de capital por meio da desregulamentação do mercado financeiro, promoveu a atração de fluxos internacionais de investimento, conforme Jabbour et al. (2013). Esse processo ocorreu em um cenário de globalização e resultou em uma significativa mudança na estrutura de propriedade de capital no Brasil, com a inserção do capital estrangeiro em diversos setores da economia. Tal fenômeno gerou debates sobre o papel e os efeitos das políticas de incentivo ao IDE no desenvolvimento econômico do país receptor.

O avanço dos Investimentos Estrangeiros Diretos líquidos (IED) no Brasil desde 1994 refletiu uma dinâmica de crescente atração de capitais internacionais, que se intensificou ao longo das décadas de 1990 e 2000. Em 1994, o Brasil recebeu US\$ 2.149,9 milhões em IED líquidos, e esse volume cresceu nos anos subsequentes, atingindo picos significativos, como os US\$ 45.058,2 milhões em 2008, impulsionado pela estabilização econômica, pelas reformas institucionais e pela crescente integração do país ao mercado global. Em 2011, esse montante alcançou US\$ 66.660,0 milhões líquidos<sup>2</sup>. Dessa forma, a política brasileira, ao implementar medidas de estabilização e criar uma estratégia de abertura econômica, mitigou os impedimentos à livre circulação dos fluxos de capital por meio da desregulamentação do mercado financeiro. Conforme Jabbour et al. (2013), essas ações promoveram a atração de fluxos internacionais de investimento, em um cenário de

<sup>1</sup>Código: 2430 - Investimento estrangeiro direto - IED (líquido) - anual. Fonte: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores>

<sup>2</sup>Código: 2430 - Investimento estrangeiro direto - IED (líquido) - anual. Fonte: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores>

globalização, resultando em uma significativa mudança na estrutura de propriedade de capital no Brasil, com a inserção de capital estrangeiro em diversos setores da economia. Isso gerou debates sobre o papel e os efeitos das políticas de atração de IDE no desenvolvimento econômico do país receptor.

Diante desse contexto, houve a ascensão de estudos dedicados à investigação dos impactos dos fluxos de Investimento Direto Estrangeiro (IDE) nas economias receptoras, particularmente no que se refere à participação do IDE no crescimento econômico. Exemplos de autores que exploraram essas questões incluem Laplane e Sarti (1999), que direcionaram seus esforços para estudar o efeito do IDE no crescimento econômico da economia brasileira durante a década de 1990. Os autores analisaram que, embora o IDE represente um provimento significativo de capital e uma entrada de divisas para o país, ainda assim não resolve um importante e limitador elemento para o crescimento econômico: a restrição externa na balança comercial. Já Nonnenberg (2003) examinou os fatores que influenciam o IDE, utilizando uma metodologia de dados em painel que abrangeu trinta e três países em desenvolvimento entre 1975 e 2000. Por sua vez, Mattos et al. (2007) aplicaram uma metodologia de cointegração, estimando um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) para a economia brasileira no período de 1980 a 2004.

Embora o investimento direto estrangeiro (IDE) seja frequentemente apontado como um motor potencial de crescimento econômico, diversos estudos evidenciam efeitos contrários, especialmente no contexto das economias em desenvolvimento. No caso do Brasil, Sarti e Laplane (2002) observam que o aumento expressivo do fluxo de IDE na segunda metade da década de 1990 não resultou em um impacto significativo sobre as taxas de investimento e o crescimento do produto. Os autores sugerem que, em vez de gerar um ciclo virtuoso de crescimento econômico, o aumento do IDE nesse período levou a uma maior internacionalização da produção nacional, o que, paradoxalmente, agravou as limitações impostas pela restrição externa da economia brasileira.

Em consonância com essa visão, Laplane e De Negri (2004) apontam que, na década de 1990, a crescente integração da economia brasileira ao mercado global, combinada com a fragilidade de seu balanço de transações correntes, criou um cenário em que a compatibilidade entre crescimento econômico e equilíbrio da balança comercial se tornou ainda mais difícil. A busca por crescimento econômico foi, assim, tensionada pela necessidade de financiar déficits comerciais com recursos externos, gerando um dilema sobre a real contribuição das empresas estrangeiras para o desempenho econômico do Brasil. Esse contexto levantou questionamentos sobre o verdadeiro impacto do IDE na economia brasileira, sugerindo que, em alguns casos, a maior inserção de capital estrangeiro pode ter exacerbado vulnerabilidades externas, sem gerar ganhos substanciais para o crescimento sustentável do país.

Dado esse debate, em um mundo cada vez mais globalizado e dinâmico, tornou-se importante analisar o impacto do IDE nas economias dos países em desenvolvimento, especialmente no que se refere ao crescimento econômico, como observado por Solanes (2010). Especificamente, diante dos aumentos substanciais nos fluxos de investimento estrangeiro que entraram na economia brasileira ao longo das últimas décadas, este artigo tem como objetivo avaliar o impacto do Investimento Direto Estrangeiro na economia brasileira entre 1995 e 2023. O estudo pretende examinar, como argumentado por Petri (1997), se o IDE desempenha um papel significativo como motor de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). Para isso, serão analisados o comportamento do IDE, o ambiente econômico em que se inseriu e os efeitos desse investimento sobre o progresso econômico do Brasil. A pesquisa busca determinar se o IDE contribuiu positivamente para o desenvolvimento econômico do país ou, ao contrário, se gerou efeitos adversos, oferecendo uma resposta sobre a validade das políticas públicas focadas na atração desse tipo de investimento.

O estudo concentra-se na análise do comportamento dos investimentos estrangeiros na economia brasileira, investigando as condições que facilitaram esses fluxos e avaliando seu impacto real sobre o PIB. Dessa forma, a pesquisa proporciona uma compreensão mais aprofundada da relação entre

o Investimento Direto Estrangeiro (IDE) e o crescimento econômico, verificando se o IDE é um determinante significativo do desenvolvimento econômico nacional. Para alcançar esses objetivos, o estudo utilizará o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) para analisar as relações entre o Produto Interno Bruto (PIB) e o IDE na economia brasileira durante o período de 1995 a 2023.

Este artigo está organizado em cinco seções. A introdução apresenta a contextualização do tema e os objetivos da pesquisa. Em seguida, o Referencial Teórico discute os conceitos centrais relacionados ao Investimento Estrangeiro Direto (IED), abordando suas vertentes vertical e horizontal, as principais teorias e sua relação com o crescimento econômico, além de apresentar a evolução do IED no Brasil entre 1990 e 2023. Na subseção de Bibliometria, realiza-se uma análise quantitativa das publicações acadêmicas sobre o tema. Na próxima seção, tem-se a Metodologia, que detalha os testes econométricos aplicados, incluindo os testes de estacionaridade e o Teste de Cointegração de Johansen, que embasam a escolha do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). A seção de Resultados e Discussões apresenta a fonte de dados utilizada, a estatística descritiva das variáveis, os resultados dos testes econométricos e a análise do modelo VECM. Dentro desta seção, destaca-se a interpretação dos resíduos, os choques por meio da análise de impulso-resposta e os efeitos das variáveis selecionadas sobre o crescimento econômico. Por fim, a Conclusão sintetiza os principais resultados da pesquisa.

## 1.2 Referencial Teórico.

Esta seção apresenta a revisão da literatura, a análise histórica e a bibliometria realizada sobre o tema Investimento Estrangeiro Direto e Crescimento Econômico.

### 1.2.1 Investimento Estrangeiro Direto.

O Investimento Direto Estrangeiro (IDE) refere-se à aplicação de recursos financeiros por uma entidade, seja ela física ou jurídica, em outro país, geralmente direcionados a uma empresa específica. Esse tipo de investimento é caracterizado, sobretudo, pela atuação de empresas transnacionais (multinacionais). As entidades optam por estabelecer filiais em países menos desenvolvidos, onde os custos de mão de obra, tecnologia e investimento inicial são consideravelmente mais baixos. Essa estratégia resulta em um custo-benefício favorável para o investidor a longo prazo, dado que há um período necessário para que a empresa se consolide, expanda suas operações e, finalmente, comece a obter lucros no novo país de destino.

John H Dunning (1994) destaca que o Investimento Direto Estrangeiro (IED) oferece uma série de benefícios. Primeiramente, o autor argumenta que o IED facilita a transferência de tecnologia, permitindo que os países receptores acessem inovações e práticas de ponta que podem modernizar suas indústrias locais. Além disso, a entrada de empresas transnacionais no mercado local contribui para a criação de empregos, tanto de forma direta quanto indireta, ao estimular o crescimento de fornecedores e prestadores de serviços locais. Esse aumento na atividade econômica pode, a longo prazo, fortalecer a competitividade nacional, à medida que as empresas locais são incentivadas a melhorar suas práticas para competir com as novas empresas estrangeiras. Além disso, o IED pode promover a integração dos mercados locais à economia global, ampliando as oportunidades de exportação e diversificação econômica dos países, principalmente em um momento histórico em que as economias estão tecnologicamente conectadas e integradas.

Bayraktar (2013) ressalta a potencialidade do IED para impulsionar o desenvolvimento econômico de um país. Durante as décadas de 1960 e 1970, o IED era um tema debatido com cautela, especialmente entre os países em desenvolvimento, devido ao receio de exploração econômica. No entanto, nos últimos anos, muitos governos passaram a buscar ativamente a atração de IED, reconhecendo seus benefícios potenciais, como a transferência de tecnologia, a criação de empregos e o aumento da competitividade. O autor enfatiza que compreender os determinantes e impactos do



IED auxilia na formulação de políticas mais eficazes para promover o desenvolvimento sustentável.

Com o tempo, a compreensão sobre o IED se aprofundou, permitindo uma distinção mais clara entre seus diferentes tipos e estratégias, enriquecendo o debate sobre seu papel no desenvolvimento econômico. Na literatura, é comum distinguir dois tipos de IED: o investimento direto vertical e o investimento direto horizontal. Markusen, Venables et al. (1996) classifica o investimento direto vertical como aquele em que uma empresa possui uma matriz no país original e filiais em países receptores, com as decisões operacionais sempre passando pela matriz. Já o investimento direto horizontal está associado a empresas multinacionais que, além de exportar para mercados estrangeiros, constroem unidades de produção (plantas-satélite) que operam de forma independente da matriz. É importante detalhar cada um desses tipos de Investimento Direto Estrangeiro e suas principais características.

### **Investimento Estrangeiro Direto Vertical.**

Conforme Helpman e Krugman (1987), o Investimento Direto Estrangeiro (IED) vertical está associado a uma estrutura "de cima para baixo", o que pode ser comparado ao conceito utilizado em estruturas empresariais. Nesse contexto, uma empresa localiza suas operações em países receptores ao longo da cadeia de suprimentos, com o objetivo de reduzir seus custos. Para isso, geralmente há uma vantagem comparativa do investidor em relação ao país receptor, que, na maioria das vezes, será menos desenvolvido. Ou seja, existe uma diferença explícita de assimetria em termos de dotação de recursos.

As motivações para o investimento vertical são benéficas tanto para o país investidor quanto para o receptor. A matriz reduz seus custos de transação e operação, além de obter maior controle sobre a cadeia de suprimentos, acesso amplo a recursos naturais e mão de obra barata. Por outro lado, o país receptor se beneficia das externalidades positivas, como a difusão de conhecimento e tecnologia, o aumento do acúmulo de capital e o aprimoramento do capital humano. Essa abordagem é relevante para explicar os fluxos de IED entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, nos quais as disparidades econômicas favorecem uma maior integração produtiva e ganhos de eficiência por meio de fluxos comerciais, conforme Carminati (2010).

A prática do IED vertical pode ser relacionada à ideia de que as empresas buscam melhores condições, como a redução de custos de transporte e intercomunicação, impulsionadas pelas inovações tecnológicas e financeiras. As melhorias nas telecomunicações e na informática permitiram a desagregação produtiva da cadeia de produção, que anteriormente estava concentrada em locais específicos devido às altas despesas logísticas. Esse processo resultou na formação das chamadas cadeias globais de valor, nas quais empresas multinacionais passaram a se especializar em determinadas etapas da produção, aproveitando as vantagens comparativas de cada região ou país. Como consequência, o IED aumentou, pois as empresas distribuíram suas operações entre diversos países, facilitando também a transferência de tecnologia e conhecimento dos países desenvolvidos para os em desenvolvimento, como apontado em Siqueira (2022).

### **Investimento Estrangeiro Direto Horizontal.**

Há na literatura outra forma de Investimento Direto Estrangeiro, denominada investimento horizontal. Conforme Markusen e Venables (2000), esse formato ocorre quando uma determinada empresa expande sua operação investindo no mercado do país receptor no exterior, com o intuito de produzir seu bem final ou fornecer os mesmos serviços que suas operações de origem. Ou seja, sua linha de produção é instalada no novo país para atender à demanda local. Assim, o investimento é considerado horizontal, pois há o estabelecimento de toda a linha de produção na nação receptora, reduzindo a hierarquia entre o país investidor e seu parceiro. Dessa forma, o impulso que fundamenta o investimento horizontal normalmente está relacionado à busca por novos mercados, redução de custos e diversificação de riscos, permitindo que as empresas usufruam de incentivos locais e obtenham economias de escala.

Para que esse tipo de investimento ocorra, alguns requisitos são necessários, como semelhança na dotação de fatores e nível de desenvolvimento econômico entre os países envolvidos. Além disso, devido ao elevado custo desse tipo de investimento, uma questão importante é que o risco-país seja reduzido. Por essas razões, esse tipo de Investimento Direto Estrangeiro é mais comum em países com maior nível de desenvolvimento e mercados consumidores bem estruturados, conforme Carminati (2010). Nesse sentido, estudos analisaram o desempenho do IDE, ressaltando seu papel na internacionalização das atividades econômicas e no aprimoramento de serviços, sendo um fator importante para a transferência de tecnologia e o crescimento econômico, conforme Ndambiri et al. (2012).

Adicionalmente, Bandeira (2024) destacam que o IDE é um fator estratégico para países em desenvolvimento, pois sua entrada contribui para a transferência e inserção de novos conhecimentos técnicos, possibilitando o aprimoramento das habilidades da força de trabalho e o fortalecimento das capacidades produtivas. Esse processo impulsiona a criação de novos negócios locais, aumentando a capacidade de emprego, elevando a qualificação da mão de obra e promovendo melhores remunerações. Gochoero (2018) acrescentam que esse efeito pode ser atribuído, em grande parte, à introdução de novas técnicas de gestão empresarial, à experiência em marketing e à visão de expansão dos negócios locais, promovendo um ambiente econômico mais dinâmico e competitivo.

### **Investimento Estrangeiro Direto e Crescimento Econômico.**

Houve uma evolução teórica na explicação do conceito de Investimento Estrangeiro Direto (IED) e nas motivações que levam uma entidade a investir em outro país. As teorias anteriores tornaram-se incapazes de modelar e explicar a evolução e o aumento do volume de capital mundial, tornando-se referências inadequadas, pois baseavam-se em pressupostos de um mundo de competição e informação perfeitas, sem custos de transação e com imobilidade de ativos, conforme destacado por Carminati (2010). Dada essa dissociação da realidade, a teoria tradicional convergiu com a ascensão de um novo arcabouço mais realista, à medida que aumentaram as pesquisas sobre o tema.

Um dos primeiros arcabouços teóricos foi apresentado por Hymer (1960), na chamada teoria da organização industrial, em que as multinacionais buscam ampliar sua participação e influência no mercado. Ou seja, a empresa transnacional visa expandir sua presença no mercado internacional ao eliminar concorrentes, utilizando barreiras à entrada que envolvem a posse de ativos específicos, acesso privilegiado a crédito e diferenciação de produtos. Essa estratégia permite às empresas aproveitar suas vantagens comparativas e almejar sua manutenção ou ampliação. Segundo o autor, a empresa, ao maximizar sua função de lucro, pode gerar disparidades econômicas entre os agentes, ampliando desigualdades, especialmente nos países em desenvolvimento que recebem esses investimentos.

Posteriormente, McManus (1990) introduziu o conceito de internalização como principal característica do IED. Esse conceito refere-se ao desejo das empresas multinacionais de exercer maior controle sobre suas operações. Como os mercados são imperfeitos, a internalização reduz os custos de transação, pois a empresa transfere seu conhecimento e processos produtivos para o país receptor, sem a necessidade de importá-los. Além disso, a interferência governamental, como a carga tributária, também afeta o IED, podendo restringi-lo ou incentivá-lo, dependendo do nível da alíquota tributária.

A teoria de John H. Dunning ampliou a pesquisa sobre o tema. J. H. Dunning (1988) sugeriu que há algumas vantagens no IED para a empresa investidora, sintetizadas no modelo "OLI" (*Ownership, Location, and Internalization*). Primeiramente, a vantagem da propriedade garante maior controle sobre patentes e processos produtivos, reduzindo riscos e falhas de mercado. Um exemplo seria a proteção de uma fórmula química de um medicamento, cuja disseminação poderia gerar problemas em mercados de licenciamento e exportação. A vantagem da localização, por sua vez, decorre da infraestrutura e do sistema financeiro bem desenvolvidos do país receptor, como apontado por Oliveira Carminati e Fernandes (2013), tornando-o um destino mais atrativo para o investimento.

Por fim, a internalização fortalece a empresa ao minimizar os impactos das imperfeições de mercado, alinhando-se às ideias de McManus (1990) sobre a necessidade de um maior controle interno para maximizar a eficiência e reduzir custos.

Adicionalmente, J. H. Dunning (1988) enumerou quatro principais motivações para a realização do IED: (i) *Resource seeking*, quando o país receptor possui fatores de produção de baixo custo, como câmbio desvalorizado ou mão de obra barata, incentivando o investimento; (ii) *Market seeking*, no qual a empresa investe para atender ao mercado consumidor local e aumentar sua participação global; (iii) *Asset seeking*, estratégia pela qual a transnacional adquire ou se funde com outra empresa para fortalecer seu capital e competitividade, algo que se intensificou na década de 1990 com as *joint ventures*; e (iv) *Efficiency seeking*, que visa otimizar a produção por meio de economias de escala e especialização dentro da corporação.

Além disso, a teoria do ciclo do produto, proposta por Vernon (1979), oferece outra perspectiva, segmentando o IED em três estágios: desenvolvimento inicial, exportação e amadurecimento. No primeiro estágio, o produto é desenvolvido para atender às demandas do consumidor, sendo promovido por campanhas publicitárias. No segundo estágio, ele já se encontra consolidado e é exportado, tornando-se competitivo no mercado internacional. Por fim, no estágio de amadurecimento, a transnacional realiza o IED para expandir sua produção globalmente, buscando reduzir custos e consolidar sua presença nos mercados estrangeiros.

### 1.2.2 Evolução do IED no Brasil: 1990-2023

Durante a década de 1980, a América Latina, incluindo o Brasil, enfrentou uma crise da dívida externa que impactou negativamente o crescimento econômico da região, criando um cenário desfavorável para a entrada de fluxos de financiamento externo, especialmente o Investimento Direto Estrangeiro (IED). No Brasil, esse período foi caracterizado por grande instabilidade econômica e política, além de fatores globais adversos, os quais resultaram em elevada volatilidade nos fluxos de IED, conforme apontado por Furtado (1985) e Baer (2008).

No início da década de 1990, o cenário global passou por mudanças significativas, intensificando a circulação de capital devido à globalização econômica. O Brasil adotou reformas estruturais para tornar-se mais atraente à captação de capital externo, incluindo a abertura comercial e a liberalização do mercado. Em 1994, o Plano Real desempenhou um papel fundamental na estabilização econômica e no controle da inflação. Além disso, a privatização de empresas nos setores de telecomunicações, energia e infraestrutura contribuiu para atrair grandes fluxos de IED, como apontado por Elias Jabbour et al. (2006). Em 1995, o Brasil recebeu US\$ 4.405,10 milhões em IED, e em 1996, esse valor aumentou para US\$ 10.791,70 milhões, conforme ilustrado na Figura 1.

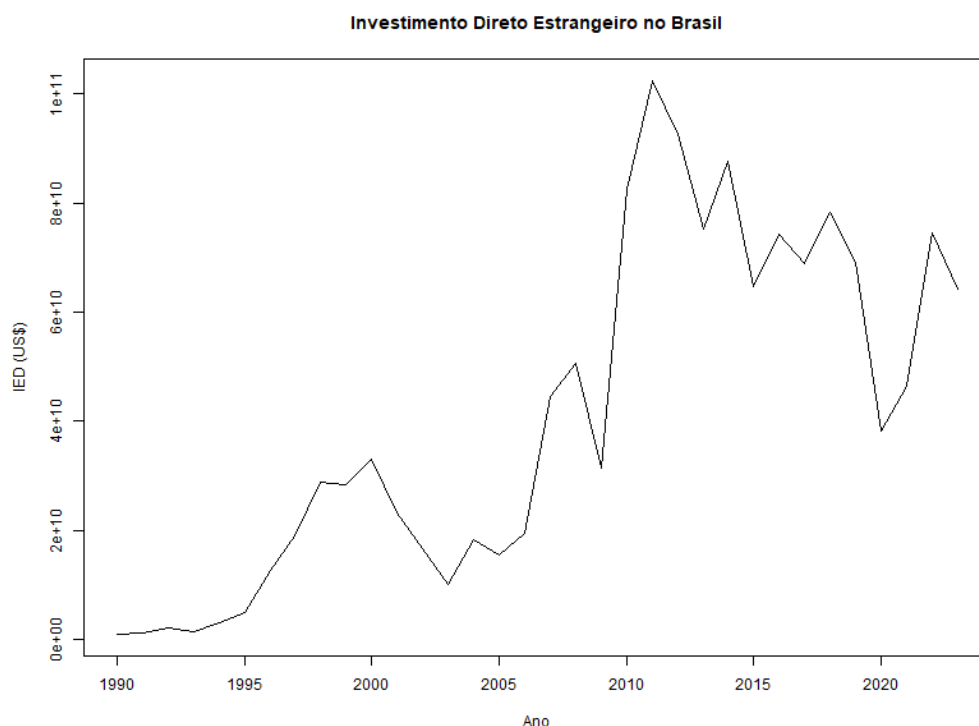
A Figura 1 a seguir apresenta a evolução dos fluxos de Investimento Estrangeiro Direto (IED) no Brasil, demonstrando a trajetória desses investimentos ao longo do tempo. A década de 2000 se destacou pelo ambiente econômico global favorável, caracterizado pelo crescimento dos mercados de países emergentes, incluindo a ascensão dos BRICS (agrupamento comercial entre Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) e o *boom* das *commodities*, beneficiando nações como o Brasil, conforme apontado por Possamai e Serigati (2021). No entanto, o período também foi marcado por crises internas, como o apagão energético de 2001 e as incertezas políticas relacionadas à eleição de Lula em 2002, que afetaram negativamente as expectativas do mercado, resultando em uma retração do IED, que atingiu US\$ 10.143,50 milhões em 2003 (vide Figura 1).

Apesar desse cenário, impulsionado principalmente pela forte demanda por *commodities* e pela estabilidade econômica durante o governo Lula (que adotou uma postura voltada à responsabilidade fiscal e à implementação de reformas econômicas) o IED apresentou recuperação. Em 2004, os investimentos estrangeiros diretos subiram para US\$ 18.145,90 milhões, atingindo cerca de US\$ 45.058,20 milhões nos anos seguintes. Contudo, o ano de 2008 foi marcado pelo surgimento da



crise financeira global, que provocou uma nova retração no fluxo de IED (BERCOVICH, 2010).

**Figura 1 - Fluxo de ingresso de IED no Brasil em milhões de dólares. Período de 1990-2023.**



**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados no Ipeadata e Banco Central do Brasil.

A primeira metade da década de 2010 foi marcada por um crescimento econômico vigoroso, impulsionado pela valorização dos preços das *commodities* e pela confiança dos investidores. Esse cenário levou o IED a alcançar seu pico histórico em 2011, atingindo aproximadamente US\$ 66.660,10 milhões, impulsionado pelo crescimento econômico global e pela preparação para grandes eventos esportivos (vide Figura 1). No entanto, a partir de 2013, a crise política e econômica, que culminou no impeachment de Dilma Rousseff em 2016, gerou incertezas, resultando em uma queda nos investimentos estrangeiros diretos (SILVA FILHO, 2015). No mesmo ano, os fluxos de investimento começaram a apresentar sinais de recuperação, atingindo US\$ 53.700,38 milhões em 2016, impulsionados pela posse de Michel Temer e pelo início das reformas estruturais.

Nos anos mais recentes, a pandemia de COVID-19 impactou significativamente os fluxos globais de investimento, levando a uma queda acentuada no IED, que recuou para US\$ 28.322,28 milhões em 2020, reflexo da crise sanitária e da retração econômica. Contudo, com os avanços na vacinação e a recuperação da economia global, o IED demonstrou retomada, alcançando US\$ 50.651,37 milhões em 2021 e atingindo um recorde de US\$ 73.352,20 milhões em 2022, como ilustrado na Figura 1.

### 1.2.3 Bibliometria.

De acordo com Chueke e Amatucci (2015), no final da década de 1960, Pritchard desenvolveu a bibliometria como uma metodologia técnica voltada para a análise quantitativa e estatística da produção científica e dos índices de conhecimento sobre temas específicos, de maneira semelhante à análise demográfica realizada em um censo populacional. No entanto, é importante destacar que Pritchard popularizou o termo "bibliometria", anteriormente conhecido como "bibliografia

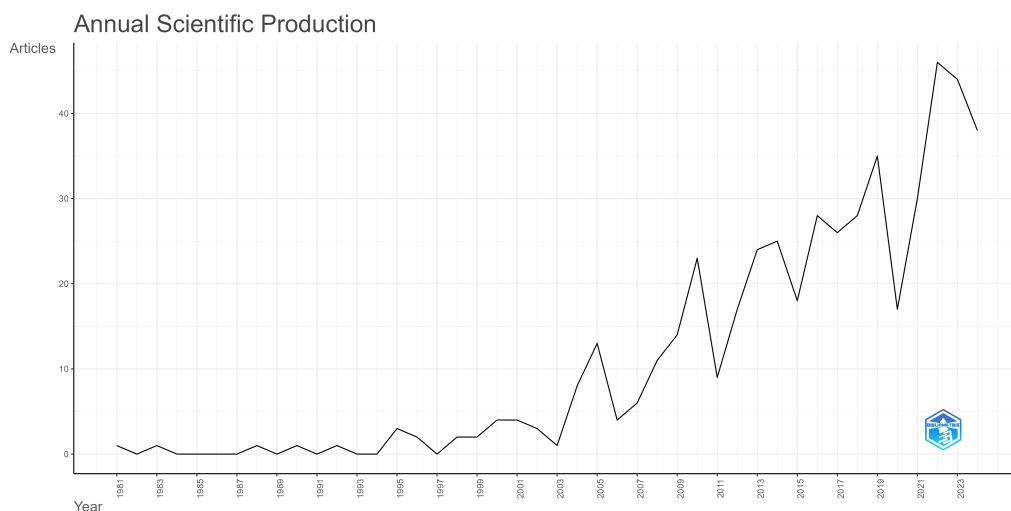
estatística". Contudo, vale ressaltar que, décadas antes, o conceito já havia sido originalmente utilizado por Paul Otlet em sua obra *Traité de documentation*.

O principal objetivo dessa técnica é estabelecer métodos que facilitem a identificação e organização de informações relevantes, permitindo aos pesquisadores acessar de forma mais eficiente a literatura existente, além de identificar padrões, tendências e a relevância de certos temas na literatura acadêmica. Dessa forma, a bibliometria não somente aprimora o desenvolvimento do conhecimento científico, mas também valoriza o trabalho de autores, contribuindo para o avanço e a ampliação de novas pesquisas e descobertas (OKUBO, 1997).

Nesta análise bibliométrica, utilizou-se a plataforma *Scopus* como base de dados bibliográfica. Como termo de pesquisa, adotou-se o principal tema deste estudo, o Investimento Estrangeiro Direto no Brasil, utilizando as palavras-chave "Investimento Direto Estrangeiro" e "Brasil", para compreender sua relevância na literatura acadêmica.

A Figura 2 ilustra a evolução das publicações ao longo do tempo, totalizando 490 publicações no período analisado. Nota-se um aumento no interesse acadêmico a partir de 2017, culminando em um pico de 45 publicações em 2023, reflete a crescente relevância do tema. Observa-se que, antes de 2010, o número de publicações era relativamente baixo, sugerindo que o estudo sobre IDE no Brasil ainda não era amplamente explorado. A partir de 2010, há um crescimento gradual no volume de publicações, demonstrando um maior reconhecimento da importância do tema para o desenvolvimento econômico do país. Anos como 2018, 2020 e 2021 apresentam picos, sugerindo que eventos econômicos ou políticas específicas podem ter impulsionado o interesse acadêmico.

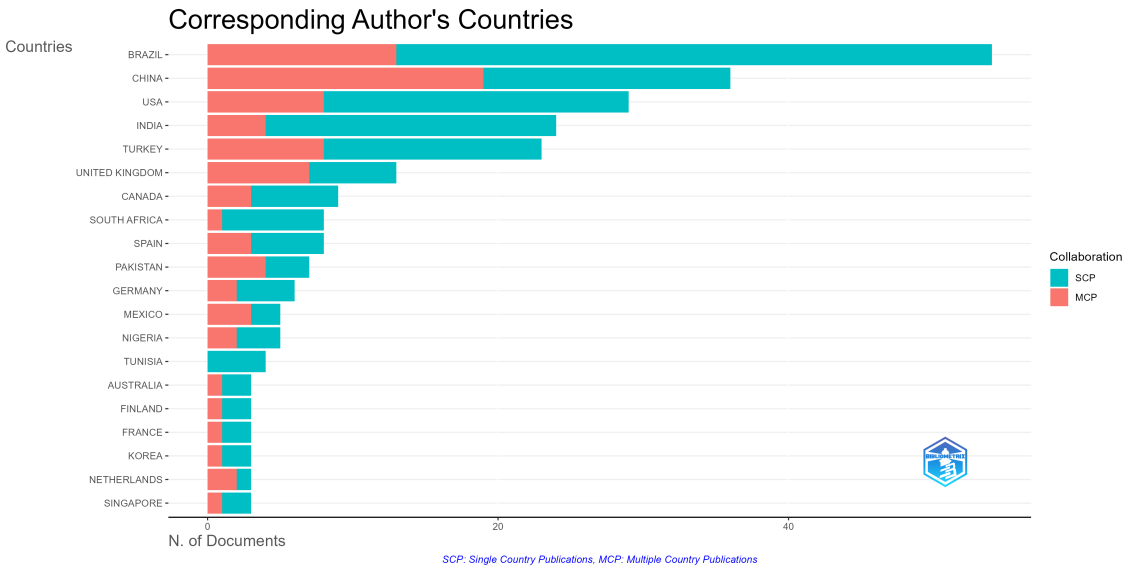
**Figura 2: Artigos por ano publicados na *Scopus* sobre o tema "Investimento Estrangeiro Direto no Brasil"**



**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados na *Scopus* em setembro de 2024.

A Figura 3 ressalta, por se tratar de um estudo focado no caso brasileiro, essa especificidade que poder ser um fator limitante quanto ao número de publicações ao longo dos anos. A maioria das pesquisas sobre o tema tende a ser publicada por autores com afiliação nacional.

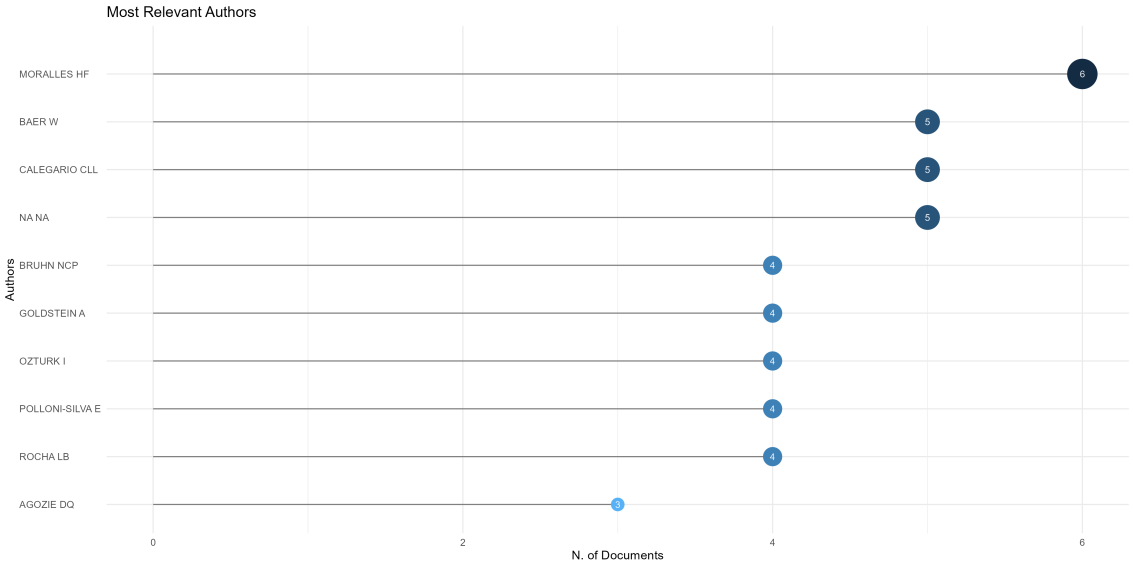
Figura 3: Países correspondente sobre o tema "Investimento Estrangeiro Direto no Brasil".



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados coletados na *Scopus* em setembro de 2024.

A Figura 4 apresenta os autores que mais contribuíram com publicações sobre Investimento Estrangeiro Direto no Brasil, com base nos dados da base Scopus. O economista Herick Fernando Moralles foi o autor com maior número de trabalhos identificados, totalizando seis publicações. Na sequência, destacaram-se Baer W e Calegario CLL, ambos com cinco publicações cada

Figura 4: Autores que mais publicaram sobre o tema "Investimento Estrangeiro Direto no Brasil".

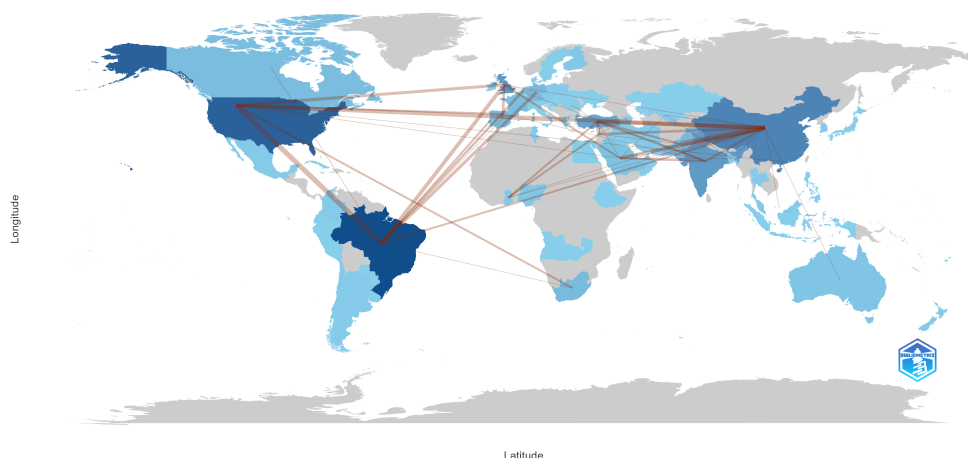


Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados coletados na *Scopus* em setembro de 2024.

A Figura 5 mostra que, apesar da maior parte deste eixo temático sobre esta pesquisa se concentrar no Brasil, há evidências de intercâmbio e colaboração de conhecimento entre países, com destaque para os Estados Unidos da América e a China.

**Figura 5: Mapa de colaboração sobre o tema "Investimento Estrangeiro Direto no Brasil".**

Country Collaboration Map



**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados na *Scopus* em setembro de 2024.

Com base na análise bibliométrica realizada neste estudo, observa-se como o tema "Investimento Estrangeiro Direto no Brasil" ganhou relativa importância no meio acadêmico, especialmente a partir de 2010, com destaque para o aumento das publicações a partir de 2017. Em 2023, foi registrado o maior volume de trabalhos sobre o tema, totalizando 45 publicações, indicando um crescente interesse por parte dos pesquisadores em investigar as relações existentes entre o IDE e o desenvolvimento econômico brasileira. A maioria das publicações foi realizada por autores de afiliações e centros ligados a instituições brasileiras, destacando a natureza doméstica do tema, embora haja evidências de colaboração internacional, notadamente com os Estados Unidos e a China. Autores como Herick Fernando Moralles possuem seis publicações.

### 1.3 Metodologia.

Esta seção apresenta os testes referentes às propriedades necessárias para séries temporais, a metodologia utilizada e o modelo econométrico proposto. O estudo utiliza o ferramental do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) na investigação das relações entre o Produto Interno Bruto (PIB) e o IED, com foco na economia brasileira durante o período de 1996 a 2023.

#### 1.3.1 Estacionaridade das Séries Temporais Econômicas.

Após a coleta dos dados e a formulação inicial do modelo, torna-se importante realizar uma análise prévia das séries temporais a serem modeladas. Essa etapa é importante para assegurar atributos fundamentais, como as propriedades das séries, com destaque para a estacionaridade, visando conferir maior robustez ao modelo e aos resultados obtidos. Dessa forma, é importante verificar a estacionaridade das séries temporais antes de estimar um modelo estatístico ou econométrico, utilizando para isso o conceito de raiz unitária. Desse modo, uma série temporal é classificada como fracamente estacionária quando suas estatísticas descritivas, ou seja, de média, variância e covariância em diferentes defasagens, permanecem constantes ao longo do tempo. Segundo Damodar N Gujarati e Dawn C Porter (2011), em termos matemáticos, uma série é dita estacionária se as seguintes condições iniciais são atendidas:

- Média constante ao longo do tempo:

$$E(Y_t) = \mu \quad (1.1)$$

- Variância constante:

$$\text{var}(Y_t) = E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma^2 \quad (1.2)$$

- Covariância constante para um número  $k$  de períodos:

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (1.3)$$

Damodar N Gujarati e Dawn C Porter (2011) apontam que uma das condições que indica a não estacionaridade é o chamado problema de raiz unitária, como ilustrado pela equação a seguir:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \quad -1 \leq \rho \leq 1$$

No qual  $Y_t$  representa o valor da série no período  $t$ ,  $Y_{t-1}$  o valor da série no período anterior,  $\rho$  é o coeficiente de autocorrelação, e  $u_t$  é um termo de erro aleatório. A série é considerada estacionária quando  $-1 \leq \rho \leq 1$ . No caso em que  $\rho = 1$ , o modelo caracteriza-se por um passeio aleatório, sendo assim a série torna-se não estacionária, o que é conhecido como problema de raiz unitária, que por definição é um processo estocástico não estacionário. Dessa forma, os termos raiz unitária, não estacionaridade e passeio aleatório são tratados como conceitos equivalentes (GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn C, 2011).

Subtraímos  $Y_{t-1}$  de ambos os lados da equação, obtendo:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \quad (1.4)$$

Essa expressão pode ser simplificada para:

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (1.5)$$

ou, de forma equivalente:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (1.6)$$

No qual  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  é a primeira diferença da série, e  $\delta = \rho - 1$  representa a diferença entre o coeficiente de autocorrelação e a unidade.

A expressão obtida permite a formulação de um teste de hipótese para determinar a estacionariedade da série. As hipóteses são definidas da seguinte forma:

- **Hipótese Nula (H0):**  $\delta = 0$ , o que implica que  $\rho = 1$ . Nesse caso, a série apresenta raiz unitária, sendo, portanto, não estacionária.
- **Hipótese Alternativa (H1):**  $\delta < 0$ , o que implica que  $\rho < 1$ , indicando que a série é estacionária.

Se, ao testar a hipótese nula, encontrarmos evidências suficientes para rejeitá-la, podemos concluir que a série é estacionária. Em contrapartida, se não conseguirmos rejeitar  $H_0$  (ou seja, se  $\delta = 0$ ), isso sugere que a série possui uma raiz unitária, indicando que ela é não estacionária e, conseqüentemente, que seus valores apresentam tendência ao longo do tempo. De acordo com (NELSON; PLOSSER, 1982), a presença de raízes unitárias em uma série temporal pode levar a um problema significativo: Os choques aleatórios exercem efeitos permanentes sobre a variável, ocasionando flutuações que não apresentam caráter transitório.

Por conseguinte, é possível adotar procedimentos que conduzam a variável à sua estacionariedade. Portanto de acordo com Damodar N Gujarati e Dawn C Porter (2011), o processo de



diferenciação é uma técnica para a obtenção da estacionariedade em séries temporais. Quando uma série temporal exige diferenciação duas vezes—ou seja, quando se calcula a primeira diferença das primeiras diferenças—ela é classificada como um processo I (2), o que indica que se trata de uma série integrada de ordem 2. Se a série não se torna estacionária após a primeira diferenciação, é necessário aplicar o procedimento de diferenciação  $d$  vezes, onde  $d$  representa o número de diferenciações necessárias para transformar a série em um processo integrado. Essa metodologia é utilizada para assegurar a validade das análises econométricas que envolvem séries temporais. Isto é, caso as séries sejam identificadas como não estacionárias é possível realizar diferenciações sucessivas para que se alcance a condição de estacionariedade. Ressaltando-se que é necessário manter a possibilidade de interpretação do resultado.

Nesse contexto, para determinar se as variáveis apresentam um padrão estocástico estacionário, são aplicados testes específicos que auxiliam na verificação da estacionariedade. Dentre esses testes, destacam-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste de Phillips-Perron (PP), os quais serão detalhados a seguir.

#### Teste da Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é uma ampliação do teste Dickey-Fuller original, aplicado para determinar a existência de raiz unitária em séries temporais (não estacionariedade da série). Conforme Bueno (2018) a principal diferença entre as duas versões de testes consiste na inclusão de termos defasados da variável dependente no modelo, permitindo o tratamento de possíveis correlações entre os erros, uma limitação presente no teste Dickey-Fuller simples.

Segundo (GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn C, 2011), o teste ADF é formulado como:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

No qual  $\Delta Y_t$  representa a primeira diferença da série,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são coeficientes associados a um intercepto e uma tendência, respectivamente,  $\delta$  é o coeficiente a ser testado, e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro de ruído branco.

As hipóteses do teste ADF são definidas como:

- **Hipótese Nula (H0):**  $\delta = 0$ , o que implica que a série apresenta raiz unitária, sendo, portanto, não estacionária.
- **Hipótese Alternativa (H1):**  $\delta < 0$ , a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística.

#### Teste da Raiz Unitária de Phillips-Perron (PP).

Na visão de Damodar N Gujarati e Dawn C Porter (2011) o teste de Phillips-Perron (PP) emprega uma metodologia não paramétrica para lidar com a correlação serial nos resíduos do modelo ADF, na tentativa de evitar a necessidade de incluir termos de diferença defasados. Desse modo, o Teste PP é utilizado para especificar o modelo de ordem suficientemente autorregressivo para diminuir a correlação serial dos resíduos, Bueno (2018). O princípio fundamental do teste consiste em gerar estatísticas consistentes mesmo na presença de variáveis defasadas dependentes e correlações serial nos erros.

Conforme mencionado por Bueno (2018), ao invés de se basearem na estatística  $t$ , Phillips e Perron definem testes que se concentram diretamente nos coeficientes do modelo, denominados Teste de  $Z_\alpha$ . Essa abordagem visa enfatizar que os testes avaliam a distribuição dos coeficientes, possibilitando uma comparação dos resultados com aqueles obtidos a partir de testes que utilizam a distribuição da estatística  $t$ , sob a hipótese nula de raiz unitária.

A estatística do teste PP é expressa pela equação:

$$Z_{t,\mu} = \hat{\tau}_\mu \left( \frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right) - \frac{1}{2} \left( \hat{v}^2 - \frac{\hat{\sigma}^2 \hat{v}}{\sqrt{T}} - 2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right), \quad (1.8)$$

onde  $\hat{\tau}_\mu$  é a estatística de Dickey e Fuller,  $\hat{\sigma}^2$  representa a variância populacional da regressão,  $\hat{v}^2$  é a variância de longo prazo e  $T$  denota o número de observações. Essa formulação permite que o teste PP avalie a estacionaridade das séries temporais sem a necessidade de incluir termos defasados no modelo.

Segundo Bueno (2018), as hipóteses do teste são formuladas da seguinte maneira: a hipótese nula ( $H_0$ ) é dada por

$$H_0 : \alpha = 0, \quad (1.9)$$

o que indica a presença de uma raiz unitária e sugere que a série não é estacionária. Em contrapartida, a hipótese alternativa ( $H_1$ ) é expressa como

$$H_1 : \alpha < 0, \quad (1.10)$$

o que implica que a série é estacionária. A rejeição da hipótese nula indica que a série temporal em análise é estacionária.

### 1.3.2 Teste de Cointegração de Johansen.

Conforme proposto por Bueno (2018), o Teste de Cointegração de Johansen tem como finalidade verificar a estacionariedade de um conjunto de variáveis endógenas. A metodologia do teste se concentra em determinar o posto da matriz  $\Phi$  ( $n \times n$ ), onde a presença de cointegração é indicada quando  $r < n$ .

A concepção de  $\Phi = 0$  é análoga à ideia de raiz unitária em modelos univariados; no entanto, no contexto do Teste de Cointegração de Johansen, uma matriz  $\Phi = 0$  sugere uma raiz unitária multivariada. Na análise o determinante da matriz é obtido através do produto de seus autovalores. Para que o posto de  $\Phi$  esteja dentro dos limites entre 0 e  $n$ , é necessário que existam  $r$  autovalores distintos de zero e  $n - r$  autovalores iguais a zero (BUENO, 2018).

O Teste de Cointegração de Johansen oferece dois formatos estatísticos para calcular os autovalores de  $\Phi$ . O primeiro é conhecido como Teste do Traço, expresso pela equação abaixo:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

Neste caso, a hipótese nula postula a presença de  $r^*$  vetores de cointegração ( $r = r^*$ ), enquanto a hipótese alternativa sugere que  $r > r^*$ . Na ausência de cointegração, os autovalores obtidos tendem a ser próximos de zero, sinalizando a não estacionariedade e a instabilidade da matriz  $\Phi$ , impossibilitando a rejeição da hipótese nula. Se a hipótese nula de que  $r = r^*$  for rejeitada, isso indica a possibilidade de múltiplos vetores de cointegração.

A segunda abordagem é através do Teste de Máximo Autovalor, cuja estatística é dada pela equação:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (13)$$

Neste teste, a hipótese nula sugere a existência de  $r = r^*$  vetores de cointegração, enquanto a hipótese alternativa indica que  $r^* + 1 = r$  vetores de cointegração. Assim como no Teste do Traço, a rejeição da hipótese nula implica que há mais de um vetor de cointegração. Entretanto, para aplicar o Teste de Cointegração, necessita-se não apenas verificar a autocorrelação dos resíduos, mas também analisar o menor valor obtido pelos critérios de informação para determinar o número adequado de defasagens em todas as variáveis endógenas Bueno (2018). Os critérios utilizados incluem Akaike (AIC), Schwarz (SBIC) e Hannan-Quinn (HQIC), expostos através das equações a seguir:

$$AIC(m) = \ln |T_0(m)| + \frac{2Tm}{n^2} \quad (14)$$

$$SBIC(m) = \ln |T_0(m)| + \frac{\ln T}{T} mn^2 \quad (15)$$

$$HQIC(m) = \ln |T_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T} \frac{2m}{n^2} \quad (16)$$

onde  $mn^2$  representa a totalidade de parâmetros estimados nas equações.

A principal usabilidade do Teste de Cointegração seria para determinar a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em modelos de séries temporais, algo importante para a escolha do modelo econométrico mais adequado para alcançar os objetivos do estudo.

Destaca-se que se tiver  $n$  variáveis  $I(1)$  que são modeladas conjuntamente em um sistema dinâmico, pode haver até  $n - 1$  relações de cointegração ligando-as. Cada relação de cointegração pode ser vista como uma tendência comum que conecta algumas ou todas as séries no sistema. Considera a "relação de cointegração" e "tendência comum" como sinônimos. O posto de cointegração do sistema é o número de tais tendências comuns, ou o número de relações de cointegração (JUDGE et al., 1991).

Para determinar o posto de cointegração  $r$ , realiza uma sequência de testes. Primeiro, testamos a hipótese nula de  $r = 0$  contra  $r \geq 1$  para determinar se existe pelo menos uma relação de cointegração. Se não rejeitarmos  $r = 0$ , concluí que não existem relações de cointegração ou tendências comuns entre as séries. Neste caso, não precisa de um modelo VEC e podemos simplesmente usar um VAR nas diferenças das séries.

Se rejeitar  $r = 0$  na etapa inicial, então pelo menos algumas das séries são cointegradas, e determinar o número de relações de cointegração. Procede para uma segunda etapa para testar a hipótese nula de  $r \leq 1$  contra  $r \geq 2$ . Se não rejeitar a hipótese de que não existem mais do que uma tendência comum, então estima-se um sistema VEC com uma relação de cointegração.

Se rejeitar a hipótese de que  $r \leq 1$ , então avança para testar  $r \leq 2$  contra  $r \geq 3$ , e assim por diante. Escolhe-se  $r$  como o menor valor para o qual não rejeita a hipótese nula de que não existem relações de cointegração adicionais. Johansen propôs diversos testes relacionados que podem ser usados em cada etapa. O mais comum (e o padrão no Stata) é o teste de traço. O comando do Stata `vecrank` imprime a estatística de traço ou, alternativamente, a estatística do valor próprio máximo (com a opção `max`) ou vários critérios de informação (com a opção `ic`).

O procedimento de Johansen estima tanto os parâmetros do processo de ajuste (os coeficientes  $\beta$  nas variações defasadas de todas as variáveis) quanto as relações de cointegração de longo prazo (os coeficientes  $\alpha$  nas relações de longo prazo) por máxima verossimilhança. Devemos informar ao Stata se devemos incluir termos constantes nas regressões VEC diferenciadas—lembre-se de que um termo constante em uma equação diferenciada corresponde a um termo de tendência nos

níveis—ou talvez termos de tendência (que seriam uma tendência quadrática nos níveis). Ressalta-se que também é possível incluir variáveis sazonais quando apropriado ou impor restrições nos coeficientes das relações de cointegração ou nas equações de ajuste. Uma vez que o sistema VEC tenha sido estimado, pode-se calcular as Funções de Resposta ao Impulso (IRFs), decomposições de variância ou gerar previsões.

### 1.3.3 Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM)

O Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) é uma extensão do modelo VAR, que integra tanto a dinâmica de curto quanto de longo prazo entre as variáveis endógenas. De acordo com Bueno (2018), o VECM é particularmente útil quando há cointegração entre as variáveis, pois captura as relações de equilíbrio de longo prazo, ajustando as flutuações.

A denominação "*Modelo Vetorial de Correção de Erros*" deriva da Teoria de Cointegração, que foca no teste de estacionariedade dos resíduos  $u_t$ . Quando os resíduos se mostram estacionários, a cointegração é confirmada. A equação do VECM, conforme Bueno (2018), inclui tanto os fatores de curto prazo, representados pela soma das diferenças defasadas  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ , quanto a relação de longo prazo, dada por  $\Phi X_{t-1}$ , que descreve o equilíbrio entre as variáveis.

Em um VECM (Modelo Vetorial de Correção de Erros) com  $n$  variáveis cointegradas, a estrutura geral das equações é expandida para acomodar múltiplas variáveis, mantendo a premissa central de que as variáveis são cointegradas, ou seja, apresentam uma relação de longo prazo que pode ser modelada por meio de um vetor de cointegração. Considerando que as séries temporais  $y_1, y_2, \dots, y_n$  são de ordem  $I(1)$  (ou seja, são não estacionárias, mas se tornam estacionárias após a diferenciação), o modelo assume que essas variáveis são cointegradas, ou seja, existe uma combinação linear dessas variáveis que é estacionária, ou seja,  $\alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i y_i$  é uma série  $I(0)$ , indicando que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas ((JUDGE et al., 1991)).

O modelo VEC para  $n$  variáveis pode ser representado pelas seguintes equações de correção de erro:

$$\Delta y_{1,t} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta y_{i,t-1} + \lambda_1 \left( y_{1,t-1} - \alpha_0 - \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{i,t-1} \right) + \varepsilon_{1,t} \quad (1.11)$$

$$\Delta y_{2,t} = \beta_{20} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta y_{i,t-1} + \lambda_2 \left( y_{2,t-1} - \alpha_0 - \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{i,t-1} \right) + \varepsilon_{2,t} \quad (1.12)$$

$\vdots$

$$\Delta y_{n,t} = \beta_{n0} + \sum_{i=1}^n \beta_{ni} \Delta y_{i,t-1} + \lambda_n \left( y_{n,t-1} - \alpha_0 - \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{i,t-1} \right) + \varepsilon_{n,t} \quad (1.13)$$

As equações acima representam a dinâmica do modelo VEC para  $n$  variáveis, no qual:

- $\Delta y_{i,t}$  representa a variação da variável  $y_i$  no período  $t$ , ou seja, a primeira diferença de cada variável.
- $\beta_{ij}$  são os coeficientes de curto prazo que medem a resposta de  $y_i$  às variações das variáveis  $y_1, y_2, \dots, y_n$  no período  $t-1$ . Esses coeficientes indicam como cada variável influencia as outras em um curto prazo.

- $\lambda_i$  são os coeficientes de correção de erro, que representam o ajuste de cada variável  $y_i$  com relação ao seu desvio do equilíbrio de longo prazo, dado o valor das outras variáveis no período anterior. Esses coeficientes capturam o "ajuste" das variáveis após choques ou desvios do equilíbrio de longo prazo.
- $\alpha_0$  é o termo constante comum a todas as equações, enquanto  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  são os coeficientes do vetor de cointegração que indicam a relação de longo prazo entre as variáveis  $y_1, y_2, \dots, y_n$ . Essas relações de longo prazo devem ser estacionárias, ou seja, a combinação linear das variáveis  $\alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i y_i$  deve ser uma série  $I(0)$ .
- $\varepsilon_{i,t}$  são os erros de distúrbio ou choques que afetam as variáveis no período  $t$ , representando influências externas ou aleatórias que não são explicadas pelas variáveis no modelo.

Destaca-se que os coeficientes de correção de erro  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$  são importantes para entender como as variáveis ajustam-se a desvios do equilíbrio de longo prazo. Quando uma variável  $y_i$  está acima de seu valor de equilíbrio de longo prazo (ou seja, a relação  $\sum_{i=1}^n \alpha_i y_i$  está acima de  $\alpha_0$ ), o coeficiente de correção de erro  $\lambda_i$  será negativo, forçando  $y_i$  a diminuir para retornar ao seu valor de equilíbrio. Caso contrário, se a variável estiver abaixo de seu valor de longo prazo, o coeficiente de correção de erro será positivo, levando a variável a aumentar em direção ao equilíbrio, ((JUDGE et al., 1991)).

Em um sistema com  $n$  variáveis, as interações entre elas influenciam a dinâmica de curto e longo prazo, e os coeficientes de correção de erro fornecem uma medida da velocidade e da direção desse ajuste. A presença de múltiplas variáveis cointegradas implica que os coeficientes de correção de erro  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$  podem variar de acordo com a magnitude dos desvios de cada variável em relação ao seu equilíbrio de longo prazo.

Em sistemas com múltiplas variáveis, as interações entre elas afetam tanto a dinâmica de curto quanto de longo prazo. Os coeficientes de correção de erro representam a velocidade e a direção com que cada variável responde aos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Quando há cointegração entre as variáveis, esses coeficientes  $\beta_{ij}$  e  $\lambda_i$  podem assumir valores distintos, refletindo a sensibilidade específica de cada série ao processo de ajuste.

Em um modelo VEC com  $n$  variáveis, as estimativas dos coeficientes  $\beta_{ij}$  e  $\lambda_i$  são realizadas simultaneamente, levando em consideração as relações de longo prazo entre as variáveis. Além disso, é necessário realizar testes de cointegração, como o teste de Johansen, para determinar o número de relações de cointegração presentes no sistema ((SALUJA et al., 2013), (HUBRICH et al., 2001) e (KUNST; NEUSSER, 1990)) ou seja, quantos vetores de cointegração existem. Esses testes ajudam a estabelecer as dependências de longo prazo entre as variáveis e a identificar o número de relações de cointegração que devem ser incorporadas ao modelo.

## 1.4 Resultados e Discussões.

O presente artigo tem como objetivo propor um modelo teórico e empírico que explique a relação, caso exista e seja identificável, entre: (i) o Investimento Estrangeiro Direto (IED), (ii) o Risco País (EMBI+ Risco-Brasil), (iii) o Consumo de Energia, Taxa de Cambio e (iv) o Produto Interno Bruto (PIB). Para isto, é necessário alguns passos como o tratamento dos dados, verificação as hipóteses econômicas e das especificidades do modelo econométrico. No presente capítulo, detalhamos a seleção de variáveis, usando a literatura teórica e hipóteses econômicas que embasam estas escolhas.

Como supramencionado, utilizou-se o modelo econométrico VEC, neste o PIB entrou como variável dependente e as demais como independente (vide Tabela ??). A base de dados selecionada para a análise abrange o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2023. Os dados originais foram coletados com periodicidade mensal por meio do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil e do IPEADATA. No entanto, para aprimorar a análise e obter uma visão mais clara das tendências econômicas, optou-se por transformar os dados em valores acumulados



de 12 meses. Além disso, a aplicação do logaritmo natural sobre as variáveis foi realizada com o objetivo de estabilizar a variância e facilitar a interpretação dos resultados, conforme apresentado na Tabela 1 a seguir:

**Tabela 1 - Descrições dos Dados e Variáveis Utilizadas na Análise.**

Série	Variável	Unidade de Medida	Fonte	Código
PIB	dados\$pib_mensal	US\$ (milhões)	BCB-Depec	4385
Risco País (EMBI+ Risco-Brasil)	dados\$risco	Bônus (títulos de dívida)	JP Morgan/IPEADATA	-
Câmbio	dados\$cambio	R\$ / US\$	Sisbacen PTAX800	-
Consumo de Energia	dados\$consumo_energia	GWh	Eletrobras	1402 e 1404
IED	dados\$ied	US\$ (milhões)	BCB-DSTAT	2860

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Cabe destacar que a presente base de dados possui a quantidade que satisfaz os critérios mínimos para a aplicação da suposição de normalidade, dado que ultrapassa o limite teórico de 30 observações estabelecido para aproximação à distribuição normal ((KNIEF; FORSTMEIER, 2021)).

#### 1.4.1 Estatística Descritiva.

As variáveis utilizadas no modelo foram: Produto Interno Bruto Brasileiro (PIB), Investimento Estrangeiro Direto (IED), Consumo de Energia, Taxa de Câmbio e Risco País, todas com dados acumulados em 12 meses. As séries foram obtidas de acordo com as informações expressas na Tabela 2, e o período de análise abrange de dezembro de 1995 a dezembro de 2023.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas e, por meio destas, revelam-se padrões distintos de comportamento ao longo do período analisado. O PIB (US\$) apresenta uma média de 14,15 bilhões, com um desvio padrão relativamente baixo (0,53), sugerindo estabilidade na série. A mediana próxima à média (14,36 bilhões) e a distribuição ligeiramente assimétrica à esquerda (-0,37) indicam que a maior parte dos valores está concentrada em torno de 14 bilhões de dólares. A curtose negativa (-1,36) aponta para uma distribuição mais achatada, com poucas observações extremas. O Investimento Estrangeiro Direto (IED) segue uma tendência similar, com média de 10,63 bilhões e desvio padrão de 0,74, o que denota uma variação mais expressiva nos dados. A assimetria negativa (-0,65) sugere que a maior parte dos investimentos ficou abaixo da média, enquanto a curtose negativa (-0,43) indica uma distribuição mais plana.

No que diz respeito ao Consumo de Energia (GWh), a série tem uma média de 12,38 GWh e um desvio padrão de 0,20, indicando uma variação modesta. A curtose negativa (-1,12) reforça a ideia de uma distribuição achatada, com um leve viés à esquerda, como indicado pela assimetria de -0,62. O Câmbio (R\$/US\$) apresenta um comportamento mais estável, com média de 3,44 R\$/US\$ e uma assimetria próxima de zero (-0,06), sugerindo uma distribuição quase simétrica. A curtose negativa (-0,58) confirma a distribuição ligeiramente achatada. Já o Risco País tem uma média de 11,57 pontos, com um desvio padrão de 0,58, revelando variação moderada. A assimetria positiva (0,65) indica uma leve inclinação à direita, sugerindo que os valores mais altos do risco país foram mais frequentes. A curtose negativa (-0,81) também aponta para uma distribuição mais achatada, com valores mais concentrados em torno da média.

**Tabela 2 - Estatísticas Descritivas das Variáveis.**

Variável	Média	Desvio Padrão	Mediana	Mínimo	Máximo	Variância	Curtose	Assimetria
PIB (US\$)	14.151,63	0.5278	14.360,53	13.202,41	14.865,54	0.2786	-1.3570	-0.3665
IED (US\$)	10.627,89	0.7372	10.779,91	8.385,58	11.724,15	0.5435	-0.4292	-0.6489
Consumo de Energia (GWh)	12.379,31	0.2046	12.453,44	11.877,17	12.642,58	0.0418	-1.1236	-0.6184
Câmbio (R\$/US\$)	3.442,74	0.4635	3.390,37	2.404,47	4.263,41	0.2148	-0.5817	-0.0626
Risco País	11.574,43	0.5820	11.387,67	10.789,73	12.898,85	0.3387	-0.8136	0.6483

**Fonte:** Elaborado pelos autores

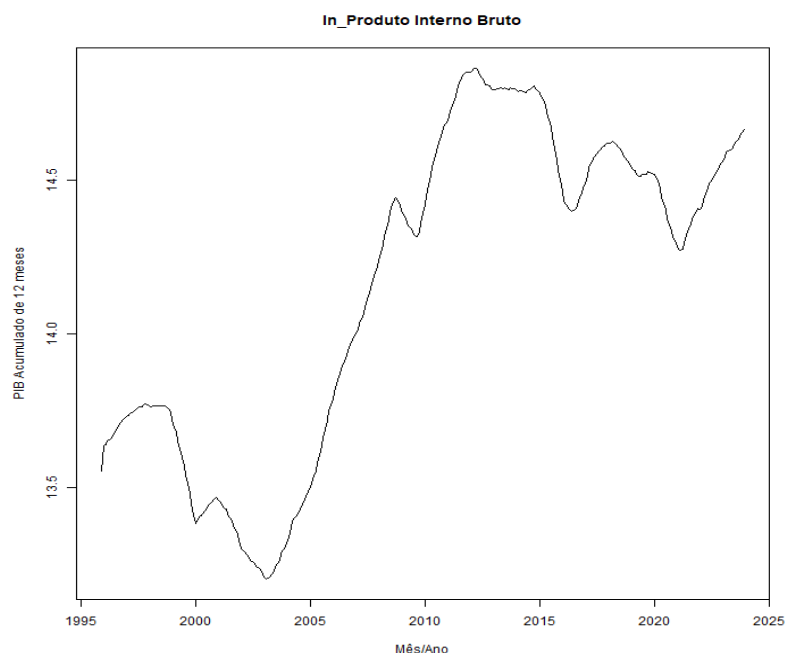
### 1.4.2 Evolução temporal das Variáveis utilizadas no Modelo.

Com as séries temporais já ajustadas, no período de dezembro de 1995 a dezembro de 2023, realiza-se a análise gráfica de cada uma das variáveis: PIB como a variável dependente; IED, Consumo de Energia, Taxa de Câmbio e Risco País como as variáveis independentes. Além disso, para diminuir a variância e o erro-padrão, aplica-se o log natural em todas as variáveis, resultando nas figuras abaixo.

#### Produto Interno Bruto Brasileiro.

Na Figura 7, observa-se entre dezembro de 1995 e dezembro de 2023, o PIB brasileiro passou por períodos de crescimento acentuado e recessão, refletindo as diversas dinâmicas econômicas e políticas do país. O início do período foi marcado pela estabilização econômica com o Plano Real, que resultou em um controle da inflação e impulsionou o crescimento até o final dos anos 1990 e início dos anos 2000. O Brasil experimentou um ciclo de expansão econômica, com forte crescimento até meados da década de 2000, impulsionado pela estabilização macroeconômica e maior inserção no mercado internacional. A crise financeira global de 2008 também teve um impacto no país, mas a recuperação foi rápida, com crescimento acelerado até 2010, beneficiado pelo aumento do consumo e investimentos em infraestrutura.

No entanto, a partir de 2011, o Brasil enfrentou um período de desaceleração econômica que culminou em uma recessão profunda entre 2014 e 2016. Esse período foi caracterizado por uma combinação de instabilidade política, crise fiscal e queda nos preços das commodities. Embora tenha ocorrido uma recuperação gradual após 2017, a economia brasileira continuou a enfrentar desafios, como a pandemia de COVID-19 em 2020, que resultou em uma queda acentuada do PIB. Nos anos seguintes, o crescimento permaneceu moderado, afetado por fatores como inflação persistente, juros elevados e instabilidade política. Até o final de 2023, a economia ainda estava se ajustando a esses impactos, com um crescimento econômico mais lento e desafios contínuos.

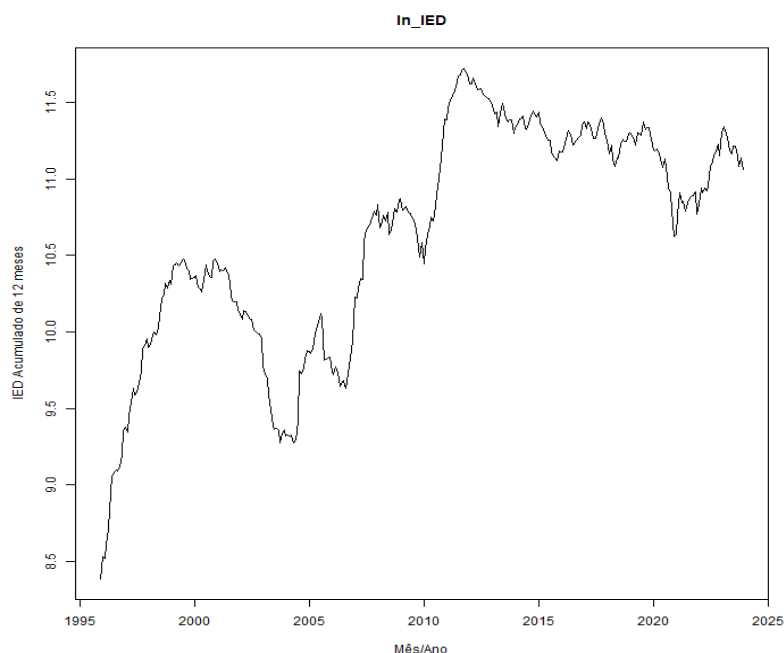
**Figura 7 - PIB Brasileiro em Milhões de dólares.**

Fonte: Elaborado pelos autores.

### **Investimento Estrangeiro Direto.**

Na Figura 8, ilustra-se a entrada os fluxos de Investimento Direto Estrangeiro (IDE) no Brasil entre os períodos de 1995 e 2023, sendo este marcado por uma trajetória de altos e baixos. Entre 1995 e 2023, o Investimento Estrangeiro Direto (IED) no Brasil teve flutuações de acordo com as condições econômicas e políticas do país. Nos anos de crescimento robusto, como na década de 2000 e início de 2010, o Brasil foi um destino atraente para o IED, impulsionado pela estabilidade macroeconômica, maior integração ao mercado global e a valorização das *commodities*. O IED pode ter sido importante para o crescimento econômico, especialmente no setor de infraestrutura e em setores de exportação, como mineração e agronegócio.

No entanto, a partir de 2011, o Brasil enfrentou uma desaceleração do IED devido à crise fiscal interna, instabilidade política e queda nos preços das *commodities*. A recessão de 2014 a 2016 causou uma retração adicional do IED, mas o fluxo voltou a crescer após 2017, com sinais de recuperação econômica, embora ainda abaixo dos níveis anteriores. A pandemia de COVID-19 e os desafios econômicos globais também impactaram negativamente o IED em 2020 e 2021, com recuperação lenta nos anos seguintes.

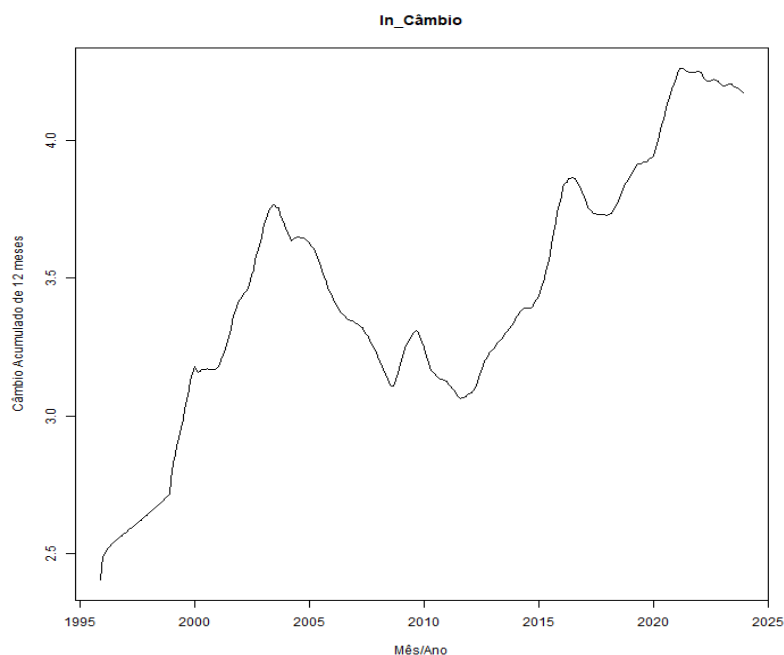
**Figura 8 - Investimento Estrangeiro Direto em Milhões de dólares.**

Fonte: Elaborado pelos autores.

### Taxa de Câmbio.

Como demonstrada na Figura 9, a série temporal do câmbio entre os anos de 1995 e 2023 mostrou a presença de flutuações, refletindo as ocorrências econômicas do período. O câmbio no Brasil entre 1995 e 2023 teve variações significativas, refletindo tanto as condições internas quanto externas. Nos primeiros anos após o Plano Real, o real foi inicialmente fixado em relação ao dólar, o que trouxe estabilidade à moeda e à economia. A partir de 1999, com a adoção do regime de câmbio flutuante, o real passou a sofrer oscilações mais intensas, influenciado pela balança comercial, os preços das commodities, a política monetária e os fluxos de capitais.

Durante os períodos de crescimento, especialmente entre 2003 e 2010, o real se apreciou devido ao aumento do IED e das exportações, o que favoreceu a importação e o controle da inflação. Contudo, durante as crises econômicas, como em 2008 e a recessão de 2014 a 2016, o câmbio se desvalorizou significativamente, refletindo a instabilidade fiscal e política, além do aumento da aversão ao risco por parte dos investidores internacionais. Em 2020, a crise da COVID-19 também resultou em uma desvalorização acentuada do real, mas a moeda se estabilizou nos anos seguintes, embora ainda apresentasse volatilidade.

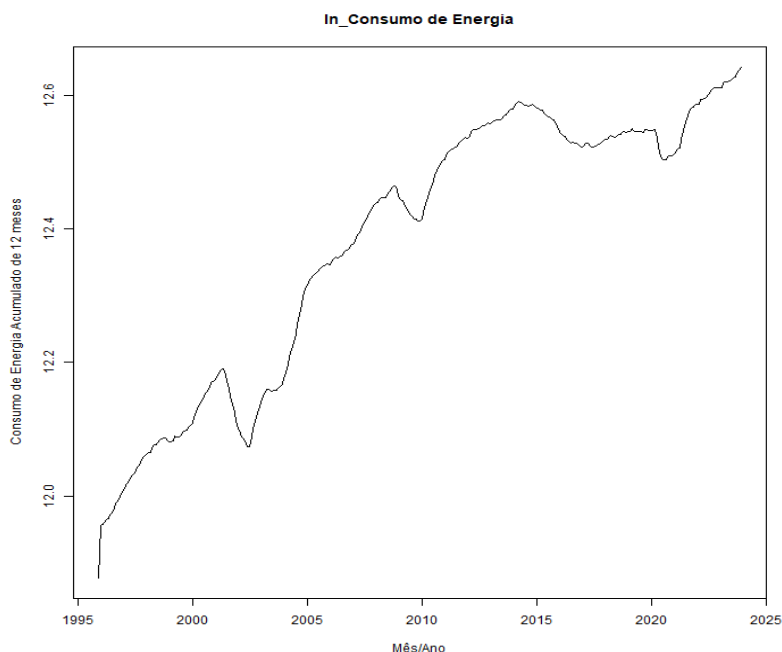
**Figura 9 - Taxa de Câmbio R\$/US\$.**

Fonte: Elaborado pelos autores.

### **Consumo de Energia Elétrica Comercial e Industrial.**

Na Figura 10 observa-se o comportamento do consumo de energia elétrica no Brasil na indústria e no comércio entre os anos de 1995 e 2023. Entre 1995 e 2023, o consumo de energia elétrica e o desempenho da indústria brasileira acompanharam de perto os ciclos econômicos do país. Nos anos 2000, impulsionados pela estabilização econômica e pelo crescimento robusto do setor industrial, o consumo de energia elétrica cresceu significativamente, refletindo a expansão da produção industrial e o aumento da atividade econômica. No entanto, com a crise financeira global de 2008 e a desaceleração econômica a partir de 2011, a demanda por energia elétrica e o crescimento industrial começaram a cair, especialmente durante a recessão de 2014-2016, quando a produção industrial foi fortemente impactada.



**Figura 10 - Consumo de Energia GWh.**

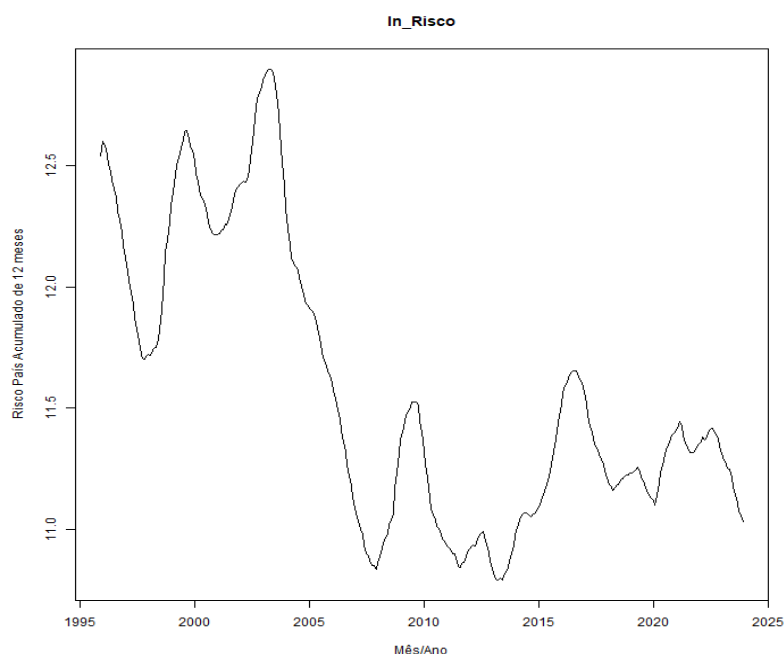
Fonte: Elaborado pelos autores.

Após a crise, a recuperação foi gradual, com o consumo de energia elétrica voltando a crescer lentamente à medida que a indústria se recuperava. A pandemia de COVID-19 em 2020 gerou uma queda no consumo de energia elétrica, devido à paralisação de muitas atividades industriais, mas a demanda residencial e de serviços, como o trabalho remoto, ajudaram a suavizar os impactos. Nos anos seguintes, a economia e o setor industrial se ajustaram aos novos desafios econômicos e políticos, com o consumo de energia elétrica apresentando um crescimento mais moderado, refletindo a recuperação lenta da indústria e a busca por maior eficiência energética.

### **Risco País.**

Na Figura 11, o risco país brasileiro, medido principalmente pelo índice de risco de crédito, variou de acordo com o contexto econômico e político. Durante os anos de estabilidade e crescimento econômico, o risco país foi relativamente baixo, com o Brasil sendo visto como um destino atraente para investidores internacionais. No entanto, durante crises políticas, como o impeachment de Dilma Rousseff em 2016 e a instabilidade econômica das décadas de 2010, o risco país aumentou substancialmente.

A crise fiscal, a queda da confiança nas instituições e as reformas econômicas impopulares aumentaram a percepção de risco, especialmente entre 2014 e 2016. A pandemia de COVID-19 também gerou um aumento no risco país devido ao impacto econômico e fiscal das medidas de contenção e ao aumento da dívida pública. O risco país continuou a ser afetado pela incerteza política nos anos seguintes, com as eleições e as políticas fiscais sendo um fator de volatilidade no mercado financeiro.

**Figura 11 - Risco Brasil**

Fonte: Elaborado pelos autores.

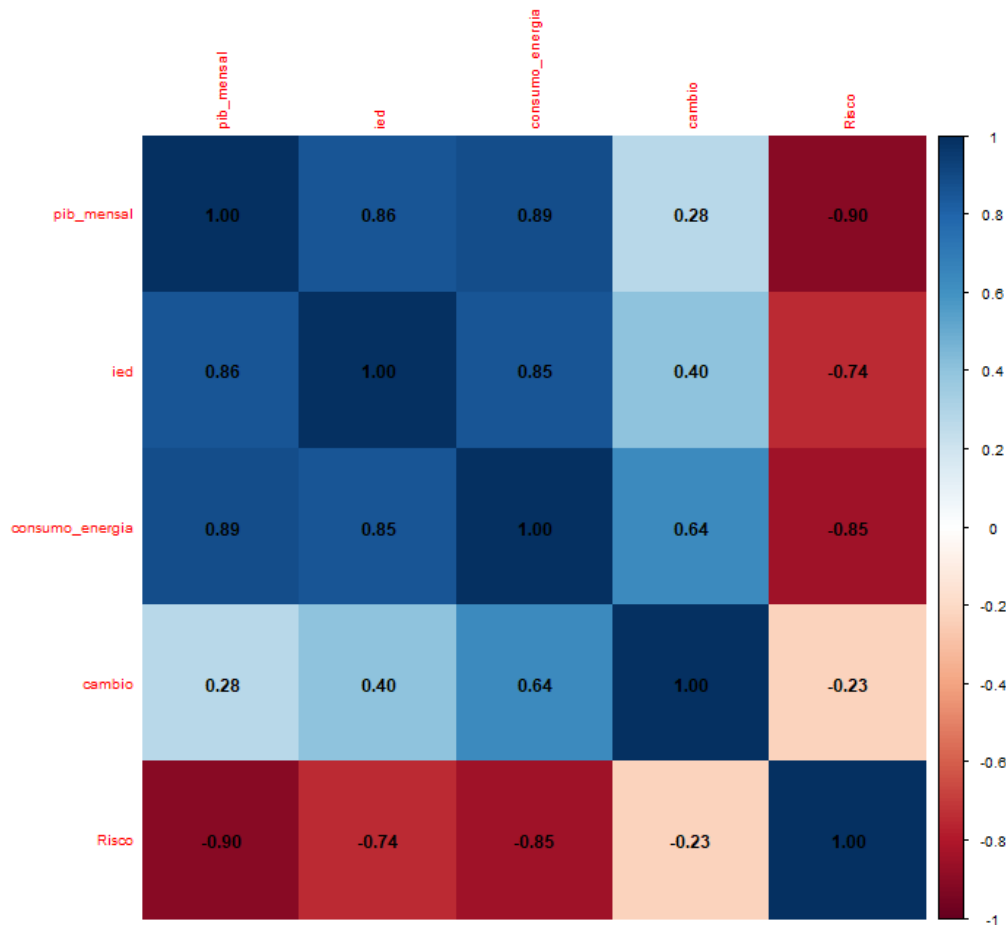
Verificou-se em todos os gráficos a sugestão de um comportamento de presença de raiz unitária nas variáveis, ou seja, na estatística descritivas não houve a presença de médias e variâncias constante no passar dos anos, propondo que a série não é estacionária. A desta análise cabe a necessidade da realização da verificação da estacionariedade das variáveis. Para analisar a questão de raiz unitária entre as variáveis, realizaram-se os testes de ADF (Augmented Dickey-Fuller) e PP (Phillip-Perron).

### 1.4.3 Relação Linear Entre as Variáveis Seleccionadas.

O próximo passo é traçar uma Matriz Correlação deste série temporal, para averiguar quão forte é a ligação entre estes dados ao longo do tempo. Segue abaixo a Matriz Correlação com os valores variando de -1 até 1, em que quanto mais perto de -1, mais oposta é a relação entre a variável explicativa e o PIB; quanto mais perto de 1, mais similar é a relação entre ambas; quanto mais perto de 0, menos relação há entre as variáveis do modelo econométrico.

Na Figura 6, observa-se que a matriz de correlação revela como o PIB mensal apresenta fortes relações positivas com o Investimento Estrangeiro Direto (IED) (0,86) e o consumo de energia (0,89), indicando que o aumento do IED e do consumo de energia tendem a impulsionar o crescimento do PIB. Por outro lado, o risco país apresenta uma correlação negativa muito forte com o PIB (-0,90), sugerindo que a maior instabilidade econômica está associada à diminuição do crescimento. O IED também está positivamente correlacionado com o consumo de energia (0,85) e com o câmbio (0,40), mas com intensidade moderada, enquanto o risco país tem correlações negativas fortes com o IED (-0,74) e o consumo de energia (-0,85), destacando os impactos negativos de um ambiente de risco elevado. O câmbio apresenta correlações fracas com o PIB (0,28), o IED (0,40) e o consumo de energia (0,64), sugerindo que não exerce uma influência forte sobre essas variáveis, com exceção da moderada relação com o consumo de energia.

Figura 6: Matriz Correlação das variáveis independentes e o PIB



Fonte: Elaborado pelos autores.

#### 1.4.4 Testes de Estacionariedade das Séries Temporais.

Para checar se a série temporal de cada uma das variáveis é estacionária, foi feito os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) e PP (Phillip-Perron) como ilustrado na tabela 3, em que cada um possui suas respectivas condições. Como demonstrado, a tabela indica se a respectiva variável rejeitou ou não a hipótese nula. No teste ADF, 5 variáveis não rejeitaram a hipótese nula, o nível de significância de 5%, evidenciando que as séries temporais não são estacionárias (Como pode ser visto na Tabela 3). Dessa forma, torna-se necessário aplicar transformações adequadas, como a diferenciação, para garantir a estacionariedade das variáveis. De maneira consistente com o teste ADF, o teste Phillips-Perron revelou que todas as cinco variáveis não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária, corroborando a presença de não estacionariedade nas séries. Este resultado reforça a necessidade de realizar diferenciações nas variáveis para assegurar que atendam aos critérios de estacionariedade exigidos para análises robustas.

**Tabela 3 - Resultado dos Testes de Estacionariedade (ADF, Phillips-Perron) ao nível de significância de 5%**

Variável	ADF	Phillips-Perron (PP)
IED	Não rejeita	Não rejeita
PIB	Não rejeita	Não rejeita
Câmbio	Não rejeita	Não rejeita
Consumo de Energia	Não rejeita	Não rejeita
Risco	Não rejeita	Não rejeita

Fonte: Elaborado pelos autores.

### Diferenciação das Séries Temporais.

Para atingir a estacionariedade da série temporal foi realizado a diferenciação das variáveis como demonstrado na tabela 4, buscando atender às condições metodológicas exigidas para a execução da modelagem econométrica. Para estes testes, averigua-se a um nível de 5%. O critério de decisão considera os valores obtidos do p-valor na comparação com os níveis de significância estipulados, com a finalidade de analisar a rejeição ou não da hipótese nula na presença de raiz unitária. Os resultados apresentados na tabela 4 indicam após a aplicação da diferenciação, os resultados dos testes de estacionariedade (ADF e Phillips-Perron) indicaram que todas as variáveis analisadas — IED, PIB, Câmbio, Consumo de Energia e Risco — rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 5%. Isso evidencia que as séries temporais diferenciadas são estacionárias, atendendo aos pressupostos necessários para análises econométricas.

**Tabela 4 - Resultado dos Testes de Estacionariedade (ADF e Phillips-Perron) das variáveis diferenciadas ao nível de significância de 5%**

Variável	ADF	Phillips-Perron (PP)
IED	Rejeita	Rejeita
PIB	Rejeita	Rejeita
Câmbio	Rejeita	Rejeita
Consumo de Energia	Rejeita	Rejeita
Risco	Rejeita	Rejeita

Fonte: Elaborado pelos autores.

#### 1.4.5 Teste de seleção para as defasagens.

Os resultados dos critérios de seleção de defasagens mostram diferentes sugestões quanto ao número ideal de defasagens. O AIC sugere 10 defasagens, indicando que esse número pode proporcionar um bom ajuste ao modelo. Por outro lado, os critérios HQ e SC sugerem 2 defasagens, favorecendo um modelo mais simples. O FPE também indica 10 defasagens, apontando que esse número minimiza o erro de previsão final.

Tabela 5 - Critérios de Informação para Seleção de Defasagens

Número de Defasagens	AIC	HQ	SC	FPE
1	46.31	46.17	45.96	7.72
2	46.60	<b>46.35</b>	<b>45.96</b>	5.77
3	46.65	46.28	45.72	5.48
4	46.71	46.23	45.49	5.16
5	46.66	46.06	45.15	5.46
6	46.76	46.04	44.96	4.95
7	46.73	45.90	44.65	5.06
8	46.75	45.80	44.37	5.00
9	46.75	45.68	44.08	5.02
10	<b>46.86</b>	45.67	43.89	<b>4.53</b>

**Legenda:**

AIC (Critério de Informação de Akaike): Penaliza modelos mais complexos para evitar overfitting, preferindo modelos com menor AIC.

HQ (Critério de Informação de Hannan-Quinn): Similar ao AIC, mas com penalização mais suave, útil para amostras maiores.

SC (Critério de Informação de Schwarz): Também conhecido como BIC, prefere modelos mais simples ao aumentar a penalização para modelos complexos.

FPE (Erro de Previsão Final): Estima o erro de previsão final do modelo.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Portanto, enquanto o AIC e o FPE indicam que 10 defasagens podem ser mais adequadas para o ajuste e previsão, os critérios HQ e SC sugerem que 2 defasagens seriam suficientes. A escolha do número de defasagens deve considerar o equilíbrio entre o ajuste dos dados e a simplicidade do modelo (Demonstrado na tabela 5).

#### 1.4.6 Vetores de Cointegração - Teste de Johansen.

A Tabela 6 apresenta os resultados do Teste de Johansen para a determinação do número de vetores de cointegração. No Teste de Traço, os valores das estatísticas aumentam à medida que o número de restrições diminui. Para  $r = 0$ , a estatística de 83.33 supera o valor crítico de 78.87 no nível de 1%, indicando cointegração. Similarmente, no Teste Máximo, a estatística para  $r = 0$  (34.37) é maior que o valor crítico de 38.78 no nível de 1%, sugerindo a presença de cointegração. Ambos os testes indicam que o número de vetores de cointegração pode ser 1 ou 0, com evidências de relações de longo prazo significativas entre as variáveis. Portanto, considerando a presença de cointegração, o modelo VEC (Vector Error Correction Model) é mais apropriado para a modelagem (vide (GROEN; KLEIBERGEN, 2003)), pois permite modelar as relações de longo prazo enquanto captura os ajustes de curto prazo entre as variáveis.



**Tabela 6 - Teste de Johansen**

Hipótese	Teste	10%	5%	1%	Tipo de Teste
$r \leq 4$	1.09	6.50	8.18	11.65	Traço
$r \leq 3$	6.62	15.66	17.95	23.52	Traço
$r \leq 2$	23.68	28.71	31.52	37.22	Traço
$r \leq 1$	48.96	45.23	48.28	55.43	Traço
$r = 0$	83.33	66.49	70.60	78.87	Traço
$r \leq 4$	1.09	6.50	8.18	11.65	Máximo
$r \leq 3$	5.53	12.91	14.90	19.19	Máximo
$r \leq 2$	17.06	18.90	21.07	25.75	Máximo
$r \leq 1$	25.28	24.78	27.14	32.14	Máximo
$r = 0$	34.37	30.84	33.32	38.78	Máximo

Fonte: Elaborado pelos autores.

**1.4.7 Modelo VEC - Vector Error Correction Model.**

As tabelas a seguir apresentam os coeficientes estimados com base no Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM – Vector Error Correction Model), utilizado para capturar as dinâmicas de curto e longo prazo entre as variáveis analisadas. Na primeira tabela, são detalhados os coeficientes associados às defasagens de curto prazo, evidenciando os impactos imediatos e transitórios do Investimento Estrangeiro Direto (IED), Produto Interno Bruto (PIB), Consumo de Energia, Câmbio e Risco. A segunda tabela descreve os vetores de cointegração, que refletem as relações de equilíbrio de longo prazo, fundamentais para compreender as interdependências estruturais entre as variáveis.

**Tabela 7 - Resultados do VEC - Coeficientes de Curto Prazo (Defasagens)**

Equação	Coef1	Coef2	Coef3	Coef4	Coef5
PIB Mensal	0.007	0.767	-0.016	-0.272	-0.083
IED	0.092	0.216	1.109	0.142	-0.130
Consumo Energia	0.001	0.179	0.680	0.034	-0.011
Câmbio	-0.013	-0.362	0.163	0.626	0.062
Risco	-0.019	-0.383	0.037	0.600	0.694

Fonte: Elaborado pelos autores.

**Tabela 8 - Resultados do VEC - Coeficientes de Longo Prazo (Vetores de Cointegração)**

Equação	Coef1	Coef2	Coef3	Coef4
IED	1.000	0	0.000	0.000
PIB Mensal	0.000	1	0.000	0.000
Consumo Energia	0.000	0	1.000	0.000
Câmbio	0.000	0	0.000	1.000
Risco	1.380	1.507	0.811	3.902

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os resultados apresentados evidenciam diferenças importantes entre os impactos de curto e longo prazo das variáveis analisadas. No curto prazo, o Investimento Estrangeiro Direto (IED) exibe efeitos positivos significativos nas primeiras defasagens, com um pico na terceira (Coef3 = 1.109), indicando um impacto expressivo, mas que se dissipa nas defasagens seguintes, sugerindo um ajuste temporário. O Produto Interno Bruto (PIB), por sua vez, tem um impacto relevante na segunda defasagem (Coef2 = 0.767), mas passa a apresentar efeitos negativos nas defasagens posteriores, sinalizando uma possível reversão ou correção no curto prazo. Já o Consumo de Energia e o Câmbio demonstram uma trajetória distinta: o Consumo de Energia mantém coeficientes positivos e crescentes até a terceira defasagem (Coef3 = 0.680), enquanto o Câmbio apresenta impactos negativos iniciais que se tornam positivos a partir da terceira defasagem, com destaque para a quarta (Coef4 = 0.626). Por fim, o Risco mostra uma reversão clara de efeitos adversos iniciais para impactos positivos e significativos no curto prazo, refletindo sua dinâmica de ajuste após choques.

No longo prazo, os coeficientes de normalização revelam que IED, PIB, Consumo de Energia e Câmbio atingem equilíbrios independentes, o que indica que suas trajetórias de longo prazo não dependem diretamente das demais variáveis do modelo. Em contraste, o Risco exibe coeficientes elevados e positivamente relacionados a todas as variáveis (Coef1 = 1.380, Coef2 = 1.507, Coef3 = 0.811 e Coef4 = 3.902), evidenciando que ele é influenciado de maneira significativa pelas interações no sistema e atua como um indicador sistêmico relevante. Dessa forma, os resultados sugerem que, embora as relações de curto prazo sejam temporárias e heterogêneas, no longo prazo as variáveis convergem para equilíbrios próprios ou interdependentes, com destaque para o papel central do Risco na dinâmica de equilíbrio econômico.

#### 1.4.8 Análise de Resíduos.

A análise dos resíduos é uma etapa importante na validação de modelos econométricos, pois permite verificar se as suposições do modelo estão sendo atendidas. A análise dos mesmos pode revelar se o modelo está capturando corretamente a relação entre as variáveis. Quando os resíduos apresentam padrões sistemáticos ou comportamentos não esperados, isso pode indicar que o modelo está mal especificado e falha em capturar alguma dinâmica relevante.

##### Teste de Normalidade dos Resíduos.

O teste de Kolmogorov-Smirnov foi aplicado para avaliar a normalidade dos resíduos das variáveis analisadas. A hipótese nula do teste afirma que os resíduos seguem uma distribuição normal, enquanto a hipótese alternativa sugere a ocorrência de não seguimento da distribuição. Para interpretar os resultados, observamos os p-valores obtidos para cada variável.

No caso dos resíduos das variáveis analisadas—como PIB, Investimento Estrangeiro Direto (IED), consumo de energia, taxa de câmbio e risco—todos os p-valores foram superiores a 0,05. Isso implica que, para cada uma dessas variáveis, não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, os resíduos são consistentes com a normalidade, com base nesse teste. Portanto, podemos concluir que, de acordo com o teste de Kolmogorov-Smirnov, os resíduos das variáveis analisadas seguem uma distribuição normal dentro do nível de significância adotado de 5% como pode ser observado a seguir:

**Tabela 9 - Resultados do Teste de Kolmogorov-Smirnov**

Variável	p-valor	Rejeita $H_0$
Resi_pib	0.340	Não
Resi_ied	0.568	Não
Resi_energia	0.112	Não
Resi_cambio	0.434	Não
Resi_Risco	0.164	Não

**Legenda:** A hipótese nula ( $H_0$ ) do teste é que os resíduos seguem uma distribuição normal com média e desvio padrão estimados. Nível de significância: 5%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

#### **Autocorrelação dos Resíduos.**

O teste de Ljung-Box foi utilizado para avaliar a presença de autocorrelação nos resíduos das variáveis analisadas. A hipótese nula do teste postula que não há autocorrelação significativa nos resíduos para os lags testados, enquanto a hipótese alternativa sugere que existe autocorrelação significativa. Para as variáveis analisadas—como PIB, Investimento Estrangeiro Direto (IED), consumo de energia, taxa de câmbio e risco—todos os p-valores foram superiores a 0,05. Esse resultado sugere que, para cada uma dessas variáveis, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula. Em outras palavras, os dados não indicam autocorrelação significativa nos resíduos. Portanto, com base nos resultados do teste de Ljung-Box na tabela 8, podemos concluir que os resíduos das variáveis em questão não apresentam autocorrelação significativa, considerando o nível de significância de 5%. Este resultado indica que o modelo está adequadamente especificado.

**Tabela 10 - Resultados do Teste de Ljung-Box**

Variável	p-valor	Rejeita $H_0$
Resi_pib	0.364	Não
Resi_ied	0.996	Não
Resi_energia	0.358	Não
Resi_cambio	0.998	Não
Resi_Risco	0.590	Não

**Nota:** A hipótese nula ( $H_0$ ) do teste é que não há autocorrelação significativa nos resíduos para os lags testados. Nível de significância: 5%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

#### **1.4.9 Análise das Funções Impulso-Resposta.**

A execução dos choques das variáveis no modelo, como demonstrado nas figuras abaixo, relaciona o IDE na economia brasileira no período vigente de 1995 a 2023.

A função *irff()* utilizada no R, aplicada ao modelo VECM (Vector Error Correction Model), estima as funções impulso-resposta (IRF) para avaliar como um choque em uma variável exógena afeta as variáveis endógenas do modelo ao longo do tempo. O argumento *n.ahead* = 10 especifica

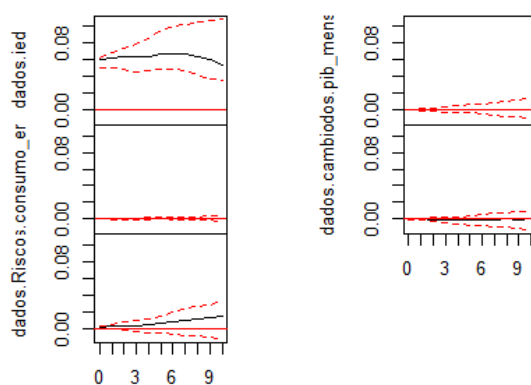
o horizonte temporal de 10 períodos à frente, ou seja, a função calcula os efeitos dos choques ao longo dos próximos 10 períodos. A opção *boot = TRUE* ativa o uso de métodos de bootstrap para calcular intervalos de confiança, o que aumenta a robustez das estimativas. Já o parâmetro *ortho = TRUE* garante que os choques sejam ortogonais, ou seja, assume-se que as variáveis impulsionadas sejam independentes, o que facilita a interpretação dos efeitos individuais de cada choque.

A Figura 12 apresenta a resposta nas variáveis analisadas de um choque no IED. Observando da esquerda para a direita, no primeiro gráfico apresenta-se a resposta de um choque no próprio IED, no segundo quadro apresenta-se a resposta de um choque no consumo de energia, o terceiro quadro mostra a resposta de um choque da variável no Risco país, o quarto quadro apresenta o resultado de um choque da variável no Produto Interno Bruto e o quinto quadro mostra o resultado de um choque da variável taxa de câmbio.

As funções de impulso-resposta foram estimadas para um horizonte temporal de 10 anos, conforme Figura 12. No curto prazo, um choque positivo no IED impacta de forma heterogênea as variáveis analisadas. Observa-se que o Risco País responde inicialmente com uma redução modesta, indicando que choques no investimento estrangeiro contribuem para uma leve melhora na percepção de risco da economia nacional. Todavia, esse efeito é temporário, mostrando sinais de recuperação nos períodos subsequentes. Em relação ao Consumo de Energia, a resposta é positiva e crescente ao longo dos períodos analisados, sugerindo que o aumento no fluxo de investimentos externos está diretamente associado a uma intensificação das atividades econômicas, especialmente daquelas com maior demanda energética. Já no caso da Taxa de Câmbio, a resposta ao choque é inicialmente positiva, evidenciando, de certa forma, uma modesta apreciação da moeda nacional frente ao dólar.

**Figura 12 - Função Impulso-Resposta IED**

Orthogonal Impulse Response from dados.ied



5 % Bootstrap CI, 100 runs

Fonte: Elaborado pelos autores.

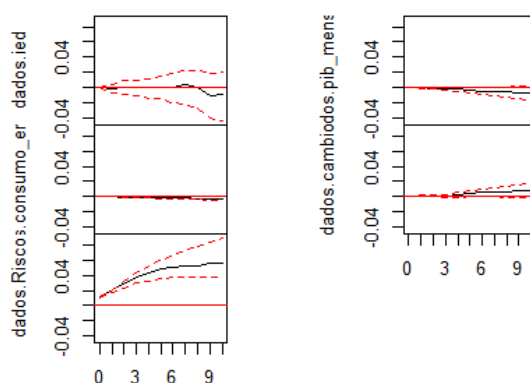
Pela Figura 12, a resposta do Produto Interno Bruto (PIB) mostra um comportamento positivo ao longo dos períodos analisados, ainda que de maneira mais gradual e de menor intensidade em comparação às demais variáveis. Destaca-se que embora os intervalos de confiança indiquem que algumas respostas não sejam estatisticamente significativas em todos os períodos (pela inclusão da zona zero), o padrão evidente nas respostas do Consumo de Energia e do PIB aponta para uma relação economicamente relevante. Esses resultados reafirmam o papel do Investimento Estrangeiro Direto como um motor de estímulo às dinâmicas econômicas de curto prazo, ao mesmo tempo em que reforçam a sua importância no alcance de resultados positivos acumulados na economia

brasileira.

A Figura 13 apresenta a resposta nas variáveis analisadas de um choque no IED. A análise destaca que um choque positivo no Risco País exerceu um efeito multifacetado sobre as variáveis endógenas ao longo de um horizonte de 10 períodos. Inicialmente, é importante notar que o Investimento Estrangeiro Direto (IED) reagiu negativamente a esse tipo de choque. Essa resposta ilustra a sensibilidade do investimento estrangeiro ao aumento do risco percebido na economia, o que reflete uma potencial retração de capital estrangeiro em contextos de incerteza maior. Em contrapartida, o Produto Interno Bruto (PIB) apresentou uma resposta diversa, inicialmente mostrando resiliência, mas posteriormente refletindo sinais de contração. Este comportamento pode ser interpretado como indicativo de que os choques no risco país repercutiram negativamente sobre a confiança dos agentes econômicos e, consequentemente, sobre o desempenho econômico em geral. Em relação ao Consumo de Energia, a resposta revela uma trajetória crescente após a recepção inicial do choque. Por sua vez, a Taxa de Câmbio sofre uma depreciação em consequência dos aumentos no risco, destacando as relações diretas entre a confiança econômica e a estabilização cambial.

**Figura 13 - Função Impulso-Resposta Risco País**

Orthogonal Impulse Response from dados.Risco

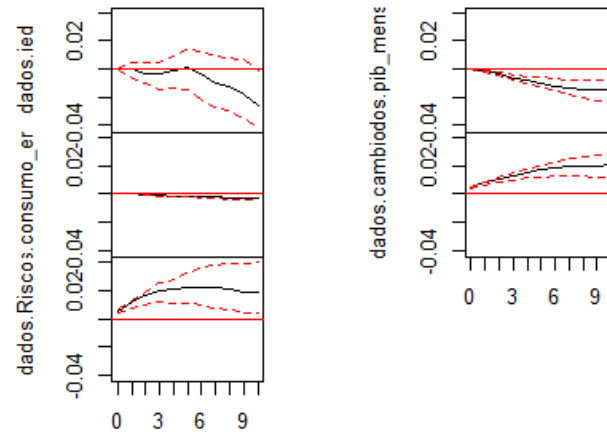


5 % Bootstrap CI, 100 runs

Fonte: Elaborado pelos autores.

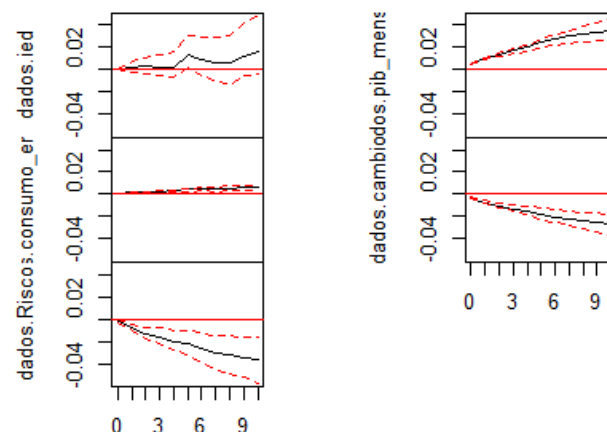
Na Figura 14, apresentam-se os gráficos de resposta ao impulso mostram os efeitos de choques em relação ao Câmbio. Destaca-se a variável do PIB apresentando uma resposta inicial positiva, com tendência a se estabilizar ao longo dos períodos. Isso sugere que choques cambiais podem influenciar o PIB de forma temporária. No IED, o impacto inicial é negativo, mas a variável apresenta recuperação gradual, possivelmente refletindo adaptações do investimento direto estrangeiro a mudanças cambiais. Por outro lado, a relação das variáveis de Risco País e Consumo de Energia, possuem uma resposta negativa mais clara, que se estabiliza em torno de zero após os períodos iniciais, indicando que choques no câmbio podem aumentar os riscos ou reduzir o consumo de energia.



**Figura 14 - Função Impulso-Resposta Câmbio****Orthogonal Impulse Response from dados.cambio****5 % Bootstrap CI, 100 runs**

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Figura 15, a análise revela o que um choque inicial no PIB gera de efeitos distintos nas outras variáveis analisadas. No caso do PIB, há uma resposta positiva e duradoura, indicando um crescimento consistente ao longo dos períodos analisados, o que sugere que choques na economia podem estimular o PIB de forma sustentada. Ao passo que, as variáveis Risco e Consumo e IED mostram respostas aos choques na variável câmbio menos intensas e mais voláteis, com oscilações que se estabilizam rapidamente.

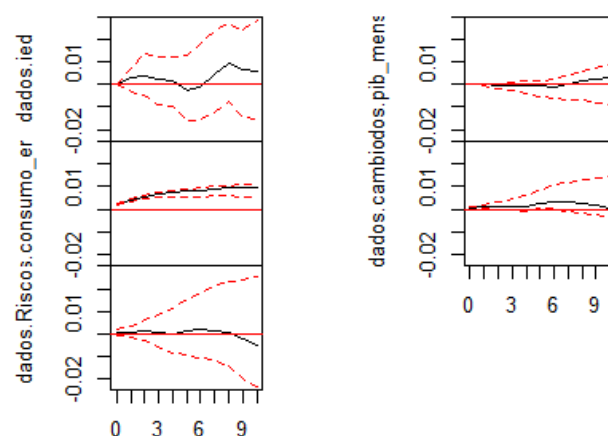
**Figura 15 - Função Impulso-Resposta PIB****Orthogonal Impulse Response from dados.pib\_mensal****5 % Bootstrap CI, 100 runs**

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Figura 16, os gráficos de resposta ao impulso mostram os efeitos de choques em Consumo de Energia ( Comercial + Industrial) sobre outras variáveis do modelo. A variável do PIB apresenta uma resposta positiva e gradual ao longo do tempo, indicando que o consumo de energia tem impacto limitado, mas consistente, sobre o PIB. Aumento do PIB influencia no aumento do consumo de energia em decorrência do aquecimento da atividade econômica. Em relação ao Câmbio, o choque provoca um efeito inicial levemente negativo, com estabilização quase imediata, sugerindo uma certa estabilidade da variável. Já as variáveis a relação entre Risco País e Consumo de Energia e IED exibem respostas oscilatórias. A relação entre Risco País e Consumo de Energia possui efeitos mais incertos e voláteis, enquanto o IED mostra uma resposta positiva sustentada. Os resultados supramencionados sugerem que choques no consumo de energia têm efeitos variáveis, com impacto mais significativo e positivo sobre o PIB no longo prazo.

**Figura 16 - Função Impulso-Resposta Consumo de Energia**

#### Orthogonal Impulse Response from dados.consumo\_energia



5 % Bootstrap CI, 100 runs

Fonte: Elaborado pelos autores.

## 1.5 Conclusão.

Este trabalho teve como objetivo analisar, principalmente, os determinantes da entrada de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil de 1995 a 2023, em que no referencial teórico do artigo, busca-se identificar como o fluxo deste tipo de investimento tende a gerar efeitos positivos sobre o desempenho econômico nos países receptores. Para tal propósito, a análise utiliza do modelo VEC, abrangendo o período de 1995-2023, além de estimar para 10 meses adiante, como foi demonstrado na seção anterior.

Fatores domésticos como PIB nacional, taxa de câmbio, consumo de energia e risco país foram empregados e mostraram-se importantes para explicar o problema tratado como temática do artigo. Dessa forma, o propósito central foi identificar o papel da influência do IED sobre o PIB Brasileiro, revelando inicialmente uma literatura que apontava efeitos positivos e negativos quanto a isto. Desse modo, historicamente foi analisado como a partir de 1990 a entrada de Investimento Estrangeiro Direto na economia brasileira ocorre de uma forma mais intensa, movimento este devido à liberalização econômica e efeitos da própria globalização.

Para analisar a relação do Investimento Estrangeiro Direto e crescimento do Produto Interno Bruto, fez-se uso do instrumento econométrico VECM do período de 1995 a 2023, sendo os dados mensais acumulados de 12 meses anteriores. A escolha deste período deu-se desde o plano real até o fim de 2023, sendo 2020 um caso especial de complexidade da pandemia. A relação do Investimento Estrangeiro Direto e do crescimento econômico como objeto de análise conclui-se que há a existência da relação positiva entre as variáveis no Brasil. Este resultado justifica-se com a literatura apontada ao longo do estudo. O estudo buscou identificar o papel e a importância do crescimento do PIB com a entrada de Investimento Estrangeiro Direto na economia receptora, no caso o Brasil, uma economia em desenvolvimento. O estudo também confirmou que os fluxos de Investimento Estrangeiro Direto geram efeitos sobre o crescimento econômico brasileiro, porém é pequeno como foi assinalado no impulso resposta.

A execução das funções impulso-resposta no modelo VEC visou examinar os impactos dinâmicos do Investimento Estrangeiro Direto (IED) na economia brasileira no período de 1995 a 2023. Os resultados indicam que, em relação a importância do Investimento Direto Estrangeiro (IED) como um fator positivo e consistente para o crescimento do PIB, embora de magnitude moderada. A resposta ao impulso sobre o PIB indicou que choques no IED mantiveram um impacto contínuo ao longo do tempo, ainda que com intensidade moderada. A constância desse efeito chamou atenção e esteve de acordo com estudos anteriores que relacionaram o IED ao crescimento do PIB ao longo dos anos. Já a reação do risco foi positiva, sugerindo que o IED contribuiu para aumentar a confiança dos agentes econômicos e diminuir a percepção de incerteza.

Adicionalmente, o estudo explorou os impactos das variáveis consumo de energia, risco país e câmbio sobre o Produto Interno Bruto (PIB) utilizando a análise de funções de impulso-resposta. Os resultados mostraram que o consumo de energia tem uma relação positiva e crescente com o PIB, sugerindo que o aumento na demanda energética pode refletir na expansão das atividades econômicas, em consonância com a maior entrada de capital estrangeiro. O risco país, inicialmente interpretado como um fator negativo, na verdade demonstrou efeitos positivos ao ajustar a percepção de confiança e promover um ambiente econômico mais favorável após choques. Essa relação ressalta a resiliência econômica com uma estabilização progressiva.

A taxa de câmbio, por sua vez, revelou uma trajetória de recuperação ao longo do tempo, destacando como as flutuações cambiais podem, inicialmente, impactar negativamente o PIB, mas se ajustam positivamente em resposta a entradas de capital significativo. Coletivamente, estas análises complementam a compreensão do papel multifacetado que os determinantes domésticos desempenham no fortalecimento econômico do Brasil, em linha com a centralidade do Investimento Estrangeiro Direto.



## 2. Capital Humano e Crescimento Econômico



# Investigação do Papel do Investimento em Capital Humano no Crescimento Econômico Brasileiro através do Modelo AK

Luiz Antonio Leopoldo

Ccamila Lima Silva

Jessica Facioli

Daiane Rodrigues dos Santos

## Resumo

O capital humano constitui uma variável-chave para o crescimento e o desenvolvimento econômico de um país. O objetivo do presente trabalho é investigar como o capital humano está relacionado ao crescimento econômico, utilizando o modelo AK aplicado no Brasil. O modelo de Autorregressão com Defasagens Distribuídas (ARDL), utilizado no presente artigo, explora a relação dinâmica entre o investimento em capital humano e o crescimento econômico, permitindo a estimação das relações de curto e longo prazo. Como proxy para o capital humano, utilizam-se dados de investimento em educação, obtidos a partir das despesas do governo, fornecidas pela Controladoria-Geral da União (CGU), com frequência mensal, no período de 2014 a 2023. Por fim, os resultados mostram que, embora o capital físico desempenhe um papel central e imediato no crescimento econômico, o capital humano, quando direcionado e aliado a melhorias estruturais e qualitativas, apresenta potencial para sustentar trajetórias de desenvolvimento mais resilientes e inclusivas no longo prazo.

**Palavras-chave:** Capital Humano; Crescimento Econômico; Modelo AK.

## 2.1 Introdução

Nos últimos 60 anos, diversos autores desenvolveram modelos econômicos para estudar o crescimento e o desenvolvimento das economias no longo prazo, demonstrando diversas relações da Produtividade Total dos Fatores (PTF). O modelo de (SOLOW, Robert M, 1956a), um marco na área, considera a PTF como um fator exógeno, incluindo o capital humano como um dos fatores que influenciam o uso da tecnologia, mas não descrito pelo modelo. Sendo assim, (SOLOW, Robert M, 1956a) procura explicar as diferenças de renda entre países por meio da acumulação de capital físico, em contraste, explora um modelo de crescimento endógeno, em que o papel do capital humano, as inovações tecnológicas, o investimento em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) e a educação são fatores que impulsionam o crescimento. (SILVA FILHO; CARVALHO, 2001) apontam que essas hipóteses são para embasar a ausência de retornos decrescentes. O modelo escolhido é o mais simples dessa classe, denominado modelo AK.

O modelo AK, de acordo com (ROMER, Paul M, 1986), é um modelo endógeno de crescimento econômico que mostra uma evolução do pensamento clássico. Nesse caso, incorpora, de forma endógena, o capital humano como uma variável importante para explicar a elevação da produtividade

e do crescimento em países e regiões (ROMER, Paul M, 1986). O modelo utiliza como hipóteses o nível de tecnologia fixo e a poupança constante e exógena. Em consequência, observa-se rendimentos constantes à acumulação de capital.

(PARELLO, 2024) destaca que, apesar das limitações teóricas, o modelo AK oferece uma abordagem viável para explicar o progresso técnico, em contraste com os modelos neoclássicos. Enquanto nos modelos neoclássicos de crescimento, a taxa de juros real no estado estacionário depende de parâmetros de preferência e de progresso técnico exógeno, no modelo AK depende das preferências e tecnologia, sendo esta última dada pela acumulação de conhecimento técnico (PARELLO, 2024). Assim, o modelo AK apresenta uma versão simplificada e neoclássica que permite crescimento endógeno contínuo ao remover a hipótese de retornos decrescentes do capital. A vantagem dessa simplificação é que o crescimento econômico responde de forma endógena às políticas públicas (ACEMOGLU, 2009).

A Teoria do Capital Humano foi formalizada no século XX, mas já era implicitamente analisada por outros pensadores, conforme observado em (SMITH, 1776), ao abordar a divisão do trabalho, observou que a especialização da mão de obra torna o indivíduo mais eficiente e produtivo a ponto de desenvolver progresso tecnológico. Outras fontes de conhecimento também são observadas em economias externas às firmas, em que de acordo com (MARSHALL, 1920), fornecedores especializados, agrupamento de mão de obra e transbordamento de conhecimento, destacando que os benefícios não são absorvidos somente pela ótica interna da firma.

Para o desenvolvimento da Teoria do Capital Humano, (VIANA; LIMA, 2010) destacaram os estudos de (MINCER, J., 1958), (SCHULTZ, Theodore W., 1964) e (BECKER, 1964) para mostrar fatores determinantes do crescimento econômico. Tais pensadores observaram a correlação entre investimento e produtividade relacionados ao nível de educação, qualificação e acumulação de conhecimento, gerais ou específicos, para a produção de riqueza. A literatura conta com diversas aplicações econométricas, utilizando séries temporais e dados em painel para investigar a relação entre capital humano e crescimento econômico.

Diante desse contexto, observam-se estudos realizados em países como Portugal (TEIXEIRA; FORTUNA, 2004), Nigéria (KEJI, 2021), na cidade de Pequim, China (HOU; WANG, 2015), Índia (WIDARNI; BAWONO, 2021), Paquistão (KASHIF; ARSHAD, 2018), China (FLEISHER et al., 2010) e na região do Oriente Médio e Norte da África (ADELEYE et al., 2022), além de análises comparativas entre países desenvolvidos e em desenvolvimento (SULTANA et al., 2022) e os BRICS (DUAN et al., 2022). Essas evidências buscam capturar de forma eficiente uma variável como *proxy* para o capital humano, convergindo frequentemente para indicadores como número de matrículas, número de concluintes, investimento em educação e expectativa de vida. Sendo assim, o presente estudo busca contribuir com essa análise para o Brasil.

O presente estudo visa analisar empiricamente a relação entre capital humano e o crescimento econômico no Brasil, utilizando o modelo AK de crescimento endógeno. A base de dados utilizada é composta por séries temporais relativas ao período de 2014 a 2023, obtidas do Orçamento de Despesas do Ministério da Educação. A *proxy* para o capital humano será construída a partir das despesas correntes do Ministério da Educação. O modelo ARDL é utilizado para analisar a relação dinâmica entre o capital humano e o crescimento econômico. A especificação básica do modelo contempla duas variáveis principais, o PIB per capita (crescimento econômico) e o capital humano per capita (*proxy* pelas despesas de educação). Esse modelo permitirá capturar a relação de curto e longo prazo por meio da estimação do ARDL, teste de cointegração e do Modelo de Correção de Erros (ECM).

O estudo está dividido em cinco seções, que incluem esta introdução e as considerações finais. A segunda seção apresenta uma revisão bibliográfica focada na teoria do capital humano, modelos de crescimento e capital humano relacionado ao crescimento econômico a partir de modelos endógenos, além de uma bibliometria. Na terceira seção, a metodologia é descrita, incluindo a base



de dados, o modelo AK e o modelo ARDL. Na quarta seção, são analisados os resultados com dados do Brasil. Por fim, na quinta seção são apresentadas as considerações finais.

## 2.2 Revisão da Literatura

Nesta seção serão apresentadas as fontes bibliográficas que fundamentam a análise deste trabalho. Serão analisadas as contribuições teóricas a respeito da teoria do capital humano e formas de investimento, assim como a construção do modelo de crescimento endógeno AK e contribuições empíricas do efeito do capital humano no crescimento econômico a partir de dados e pesquisas aplicadas.

### 2.2.1 Teoria do Capital Humano

O conceito de capital humano foi inicialmente desenvolvido na década de 1960, com o surgimento da teoria do capital humano formalizada com as contribuições de (SCHULTZ, Theodore W, 1961) e (BECKER, 1964). Ambos estavam interessados em encontrar uma forma de definir, contabilizar e apontar as variáveis formadoras e influenciadoras do capital humano. O primeiro analisou as despesas com a educação como forma de investimento, enquanto o segundo desenvolveu uma teoria da formação de capital humano e analisou a taxa de retorno do investimento na educação e na formação.

Os economistas tratavam a produtividade marginal como proveniente de habilidades inatas e desconexas ao capital, não levando em consideração que as pessoas investem em si mesmas e que trocam tempo de lazer para melhorar suas capacidades técnicas e expandir conhecimentos (SCHULTZ, Theodore W, 1971). Para (SCHULTZ, Theodore W, 1971), isso estava atrelado à dificuldade desses economistas de associar seres humanos como bens de capital, uma vez que acreditavam reduzir o homem, mais uma vez, a um componente material, colocando em risco sua liberdade. (MILL, 1909) observou que a riqueza só poderia beneficiar outras pessoas. Em contrapartida, (SCHULTZ, Theodore W., 1964) ressalta que o autoinvestimento faz com que as pessoas aumentem suas possibilidades de escolhas e, conseqüentemente, o bem-estar. Por conta disso, o investimento nos seres humanos era raramente incorporado ao núcleo formal da ciência econômica.

O capital humano também pode ser definido como um ativo intangível, não pertencente ao balanço patrimonial de uma empresa, classificado como o valor econômico da experiência e das habilidades de um trabalhador. Tem como principal propulsor a educação e incentiva o crescimento econômico. O investimento a nível individual dos trabalhadores faz com que as empresas ganhem produtividade. Ela está relacionada ao nível de instrução dos trabalhadores; sendo assim, a construção de pensamento crítico e alfabetização podem aumentar a produtividade de uma economia (WIDARNI; BAWONO, 2021).

Capital humano e habilidades muitas vezes são tratados como sinônimos, no entanto, são conceitos distintos, embora relacionados, onde a habilidade consiste na capacidade de executar de forma bem-sucedida determinada atividade e dominar técnicas (TEXEIRA, 2002). Pode ser adquirida através da educação formal ou através do learning by doing. Sendo assim, dependem de investimentos tangíveis, como em educação e formação, e intangíveis, através da experiência. O conceito de habilidade é ligado a capital humano, conhecimento e tecnologia, em que por um lado, as habilidades podem ser consideradas públicas, por outro, o capital humano é visto como um bem privado (TEXEIRA, 2002). A equivalência entre os dois se daria, então, por parte da tangibilidade dos respectivos componentes. O capital humano não pode crescer sem limites, mas as habilidades adquiridas e empregadas no uso da produção podem continuar gerando valor ao capital (TEXEIRA, 2002). Como proxy para capital humano e habilidade, os destaques são para medidas de escolaridade, indicadores de ganhos e salários, e redes ocupacionais para distinguir

entre trabalhadores qualificados e não qualificados (TEXEIRA, 2002).

Apesar de um componente extremamente importante, é destacada a dificuldade de mensuração do capital humano. (SCHULTZ, Theodore W, 1971) destaca 5 categorias, das quais faz sentido para esse trabalho citar: despesas com saúde, ou seja, gastos relacionados à expectativa de vida; e educação, a qual é o objetivo de análise deste trabalho. Das atividades sanitárias relacionadas à saúde, destaca-se a alimentação adicional e uma moradia melhor, principalmente em países subdesenvolvidos. Em países pobres, uma alimentação extra tem potencial de se transformar em “bem produtor” até o ponto em que o incremento de mais alimento é apenas consumo. De forma análoga, isso acontece com vestuário e habitação (SCHULTZ, Theodore W, 1971).

Sobre o rendimento em relação à educação, mesmo os mais baixos limites das estimativas entre o estoque de educação na força de trabalho comparado ao estoque de capital não humano mostram que ambos caminham de forma semelhante (SCHULTZ, Theodore W, 1971). Apesar de uma parte do custo com educação ser consumo, isso altera apenas a taxa de rendimento, mas não o rendimento total (SCHULTZ, Theodore W, 1971). O consumo, nesse sentido, é visto como parte da educação, que possui a característica de melhorar a qualidade do consumo dos estudantes ao longo da vida (SCHULTZ, Theodore W, 1971).

A educação e o treinamento são formas de investimento em capital, onde os custos, como taxas de matrícula e tempo gasto aprendendo, são compensados por benefícios futuros na forma de salários mais altos (BECKER, 1964). Esse retorno do investimento ocorre pelo aumento da produtividade e pela ampliação das oportunidades de emprego (BECKER, 1964). As diferenças nos ganhos entre indivíduos podem ser explicadas pelas diferenças na quantidade de capital humano adquirida (BECKER, 1964). O investimento no próprio capital humano gera benefícios diretos, além de benefícios sociais, como taxas de criminalidade reduzidas, maior participação cívica e crescimento econômico geral (BECKER, 1964).

Segundo (HANUSHEK, 2013), macroeconomistas buscaram explicar as diferenças nas taxas de crescimento no mundo e identificar fatores responsáveis por grandes disparidades. Essa análise considerou variáveis incluídas e aquelas que poderiam estar sendo omitidas, enviesando o resultado (HANUSHEK, 2013). A modelagem e mensuração do capital humano foram incorporadas a esse processo, evidenciando a importância dessa abordagem para a análise de crescimento (HANUSHEK, 2013). Destacam-se as contribuições de Mincer (1970, 1974), cuja ideia central indicava que os diferenciais salariais poderiam ser significativamente explicados pelo desempenho escolar (MINCER, J. A., 1974). A partir disso, a escolaridade tornou-se uma variável proxy para o capital humano (MINCER, J. A., 1974). No entanto, em um cenário internacional, tal medida apresenta limitações comparativas, pois pressupõe que as escolas possuem o mesmo nível qualitativo na transmissão de conhecimento e estrutura (HANUSHEK, 2013). Na prática, apenas a medição da conclusão escolar seria considerada (HANUSHEK, 2013).

A falta de consenso na literatura sobre a medida mais apropriada do capital humano e a modelagem adequada não pode ser resolvida sem um acordo sobre qual métrica utilizar (ZHANG; WANG, 2021). Medidas alternativas geraram resultados distintos e conflitantes (ZHANG; WANG, 2021). Indicadores como taxas de matrícula escolar por nível de escolaridade, taxas de alfabetização e anos médios de educação captam apenas os componentes formais, sem refletir a qualidade dos investimentos em capital humano (ZHANG; WANG, 2021).

O trabalho de (MINCER, J. A., 1974) foi utilizado por (MANUELLI; SESHADRI, 2014) como referência para a medição do capital humano, no qual as estimativas da taxa de retorno da escolaridade são empregadas para quantificar o estoque de capital humano de cada país (MANUELLI; SESHADRI, 2014). O método pressupõe que a contribuição marginal para a produção de um ano adicional de escolaridade equivale à taxa de retorno (MANUELLI; SESHADRI, 2014). Um problema relevante nesse contexto é a qualidade na comparação entre países, dado que diferenças em anos de escolaridade não são medidas perfeitas (MANUELLI; SESHADRI, 2014).

A partir dos estudos de (BECKER, 1964) e (BEN-PORATH, 1967), um modelo foi elaborado como parte de um problema de maximização de utilidade (BEN-PORATH, 1967). A proposta é que cada indivíduo escolha a duração do período escolar, identificado como medida de capital humano, além da quantidade de capital humano adquirida por meio da escolaridade e da capacitação pós-escolar, como parâmetro de qualidade (BECKER, 1964). Destaca-se, ainda, a importância do desenvolvimento do capital humano na primeira infância, onde uma unidade adicional de investimento no início da vida gera impactos significativos ao longo do ciclo de vida do indivíduo (BEN-PORATH, 1967).

### 2.2.2 Modelos de Crescimento Econômico

Entre as décadas de 1960 e 1970, a literatura sobre crescimento econômico expandiu-se baseada nas ideias propostas por (SOLOW, Robert M, 1956a). No entanto, aspectos como mudanças tecnológicas e o papel do capital humano receberam atenção limitada nas pesquisas sobre desenvolvimento e crescimento econômico. Foi somente nos anos 1980, com os trabalhos de (ROMER, Paul M, 1986) e (LUCAS, R. E., 1988), que esses fatores ganharam destaque na literatura. Romer introduziu o conceito de conhecimento como um bem não rival e gerador de externalidades positivas, enquanto Lucas destacou o papel do capital humano e da aprendizagem no processo de crescimento.

O crescimento econômico deve ser entendido como o aumento da capacidade produtiva de uma economia, geralmente medido pela expansão da oferta agregada (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004). Em contraste, o desenvolvimento econômico é um processo mais amplo de transformação estrutural, que promove melhorias no bem-estar da população (TODARO; SMITH, 2017). Embora o desenvolvimento envolva o crescimento econômico, os dois conceitos não são sinônimos.

As medidas utilizadas para avaliar o desenvolvimento econômico são tanto qualitativas quanto quantitativas. Entre elas, destacam-se o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), a taxa de alfabetização, a taxa de mortalidade infantil e o coeficiente de Gini, o qual mede a desigualdade de renda. Por outro lado, o crescimento econômico é frequentemente avaliado com base em indicadores como a taxa de investimento, a taxa de poupança, o nível de exportações, o Produto Interno Bruto (PIB) e o PIB per capita (MANKIW et al., 1992). O crescimento econômico está ligado ao aumento contínuo e sustentado do produto (PIB), e a função de produção é considerada um instrumento para a análise de como os fatores de produção — capital e trabalho — se combinam para gerar riqueza (ACEMOGLU, 2009).

#### Modelo de Solow

A análise do Modelo AK começou com o modelo neoclássico de crescimento, desenvolvido por (SOLOW, Robert M, 1956a) e (SWAN, 1956). Embora ambos os economistas tenham chegado a conclusões semelhantes, foi Solow quem recebeu maior notoriedade. Na década de 1980, economistas propuseram rebatizar o modelo de Solow como modelo Solow-Swan, em reconhecimento à contribuição de ambos. Sendo assim, faz-se necessária uma comparação entre o principal modelo de crescimento exógeno (Solow-Swan) e o modelo AK, que representa um exemplo simples de modelo de crescimento endógeno.

O modelo de Solow-Swan demonstra como a poupança e o crescimento populacional afetam o crescimento econômico. Vale lembrar que, tanto nos estudos econômicos quanto nas ciências em geral, um modelo é uma simplificação da realidade, uma representação matemática que aproxima aspectos específicos a serem analisados. O modelo básico de Solow-Swan é composto essencialmente por dois blocos: uma função de produção e uma equação de acumulação de capital. A função de produção descreve como os fatores de produção — capital ( $K$ ) e trabalho ( $L$ ) — são combinados para gerar o produto ( $Y$ ).

$$Y = F(K, L) \tag{2.1}$$

A literatura econômica sobre o tema utiliza com frequência uma função de produção característica, a função de produção Cobb-Douglas, representada por:

$$Y = AF(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (2.2)$$

No qual:

- $A$  representa o nível de tecnologia (um fator exógeno no modelo de Solow);
- $\alpha$  é um número entre 0 e 1, que indica a elasticidade do produto em relação ao capital,
- $K$  é o capital;
- $L$  é a força de trabalho.

Essa é uma função neoclássica de produção. O termo neoclássica refere-se a um conjunto de hipóteses derivadas do pensamento econômico clássico, conforme desenvolvido por economistas como (SMITH, 1776) e (MARSHALL, 2013). Entre as principais hipóteses do modelo neoclássico estão:

- Intercambialidade de fatores de produção: refere-se à capacidade de troca ou substituição entre capital e trabalho sem perda significativa de função, eficácia ou qualidade. Na função neoclássica, os fatores são substituíveis em algum grau. Isso significa que é possível aumentar o uso de um para compensar a diminuição de outro mantendo a produção no mesmo nível.
- Produtos marginais decrescentes (PMgK e PMgL): à medida que se adiciona mais de um fator de produção, mantendo os outros constantes, o produto marginal desse fator diminui.
- Retornos constantes de escala: assume-se que, se todos os fatores de produção aumentarem na mesma proporção, o produto também aumentará na mesma proporção.

$$F(\alpha K, \alpha L) = \alpha Y \quad (2.3)$$

Para qualquer  $\alpha > 1$ , a função que apresenta retornos constantes de escala.

No longo prazo, o modelo apresenta problemas, em que o estado estacionário representa o equilíbrio de longo prazo; o capital por trabalhador e o produto por trabalhador se estabilizam, e o crescimento se dá apenas pela variação da taxa de crescimento populacional (ROMER, Paul M, 1986). Porém, não existe mais crescimento da produtividade total de fatores (PTF) a menos que haja progresso tecnológico. Dessa maneira, o modelo básico de Solow, diante do estado estacionário, não apresenta crescimento per capita; isto é, o produto por trabalhador  $y$  ou  $Y/L$  é constante (ROMER, Paul M, 1986).

Portanto, enquanto o modelo de Solow é uma excelente ferramenta para entender os determinantes básicos do crescimento econômico, apresenta limitações ao lidar com as dinâmicas de longo prazo, especialmente em relação ao progresso tecnológico e ao papel do capital humano (ROMER, Paul M, 1986). O conceito de estado estacionário aponta para a necessidade de avanços no modelo, que foram explorados por teorias mais recentes, como os modelos de crescimento endógeno, oferecendo uma visão mais abrangente dos determinantes do crescimento sustentado (ROMER, Paul M, 1986).

### Modelo Endógeno

Modelos mais recentes, como o modelo AK e outros modelos de crescimento endógeno, criticam essa visão e introduzem mecanismos internos que possibilitam um crescimento contínuo, sem a necessidade de progresso tecnológico exógeno. (ROMER, Paul M, 1986) e (LUCAS, R. E., 1988) sugerem que o capital humano e a inovação tecnológica endógena desempenham um papel vital no crescimento de longo prazo. Ao incorporar o capital humano e a Pesquisa & Desenvolvimento (P&D), esses modelos reconhecem que os retornos sobre o investimento em

capital, quando associados à acumulação de conhecimento, podem evitar a estagnação em um estado estacionário (ACEMOGLU, 2009; HOWITT; AGHION, 1998).

Além disso, o modelo de Solow, em sua forma básica, não trata adequadamente as externalidades decorrentes do capital humano e da inovação, fatores determinantes para entender o motivo pelo qual algumas economias experimentam crescimento contínuo, enquanto outras permanecem em um estado estacionário (ACEMOGLU, 2009). Trabalhos como o de (MANKIW et al., 1992) e (JONES; VOLLRATH, 2013) sugerem que a inclusão do capital humano no modelo neoclássico oferece uma melhor correspondência com os dados empíricos e enfatiza a importância das variáveis educacionais e tecnológicas para o crescimento econômico sustentável.

A introdução do progresso tecnológico como exógeno é considerada irrealista e uma das maiores limitações do modelo. Conforme apontado por (ACEMOGLU, 2009) e (JONES, 2020), o modelo de Solow não fornece uma explicação clara de como a tecnologia evolui, sugerindo apenas que *A* cresce a uma taxa constante. Além disso, o modelo não explora as fontes desse progresso, ignorando as forças econômicas, sociais e institucionais que efetivamente impulsionam a inovação e o avanço tecnológico (ACEMOGLU, 2009).

A ideia de que o progresso tecnológico é uma condição necessária para o crescimento econômico sustentado foi amplamente aceita, mas os economistas continuam a debater a melhor maneira de modelar suas causas e efeitos. Em (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004) apontam que o progresso tecnológico pode ser influenciado por fatores como educação, infraestrutura de inovação e políticas governamentais, demonstrando ser muito mais complexo do que a suposição exógena do modelo de Solow sugere. No contexto em questão, políticas voltadas ao incentivo ao investimento em capital físico e humano são fundamentais para impulsionar o crescimento econômico (HOWITT; AGHION, 1998).

Diante do exposto, os modelos de crescimento endógeno oferecem uma alternativa ao tratar o crescimento como um processo impulsionado por fatores internos à economia (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004). No modelo AK, a taxa de retorno do capital é constante, o que permite que o crescimento seja sustentado por um processo contínuo de acumulação de capital (BARRO; SALA-I-MARTIN, 2004). Esses modelos indicam que políticas governamentais podem ter efeitos duradouros sobre o crescimento econômico, ao promover a P&D, o investimento em educação e a formação de capital humano.

Nesse contexto, e considerando que o modelo AK não supõe, como o de Solow, que os mercados sejam perfeitamente competitivos, a relação entre inovação e patente torna-se importante. O sistema legal segue um ordenamento jurídico que protege as inovações das empresas, garantindo-lhes direitos exclusivos temporários de exploração econômica sobre suas invenções. Essa proteção incentiva as empresas a investir em P&D, na medida em que as patentes criam uma barreira à concorrência por um período, permitindo que os inovadores capturem os retornos financeiros dos investimentos. Assim, as patentes contribuem para a maximização dos lucros das empresas inovadoras e promovem o progresso tecnológico, ao proporcionar um ambiente favorável ao desenvolvimento de novas tecnologias.

### 2.2.3 Capital Humano e Crescimento Econômico

Diversos trabalhos se propuseram a analisar a relação entre capital humano e crescimento econômico para entender em que medida o capital humano pode explicar o crescimento. O desafio está em encontrar a *proxy* para capital humano que melhor explique o modelo. São utilizadas diversas modelagens. Para séries temporais, há uma prevalência em usar Vetores Autorregressivos e o teste de cointegração de Johansen. Já para dados em painel, pode-se destacar os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios.

Os efeitos do capital humano na China foram analisados por (FLEISHER et al., 2010) com o objetivo de compreender a desigualdade regional e o crescimento econômico. Dessa forma,

os trabalhadores com níveis mais altos de escolaridade são mais produtivos, evidência que foi encontrada ao analisar dados de empresas (FLEISHER et al., 2010). Além disso, ao considerar o ensino superior, verificou-se um aumento na produtividade dos fatores, pois isso facilita o desenvolvimento e a adaptação de novas tecnologias (FLEISHER et al., 2010). Para avaliar esse impacto, incorporou o capital humano na função de produção, utilizando dados agregados e os argumentos apresentados anteriormente para analisar o efeito na produção e no crescimento (FLEISHER et al., 2010).

Um modelo endógeno para Portugal foi proposto por (TEIXEIRA; FORTUNA, 2004), onde investigam a relação entre capital humano, inovação e crescimento para Portugal no período de 1960 a 2001, com estimativas de análise vetorial autorregressiva e de cointegração, já que as variáveis não eram estacionárias. Como *proxy* de capital humano, foi utilizada a média de anos de escolaridade da população em idade ativa (TEIXEIRA; FORTUNA, 2004). O estoque de capital humano foi aproximado com base nos gastos internos em investimento e desenvolvimento das empresas (TEIXEIRA; FORTUNA, 2004). Como resultado, a estimação mostrou que a produtividade em Portugal se beneficiou mais do capital humano do que dos investimentos em inovação (TEIXEIRA; FORTUNA, 2004). Além disso, os resultados obtidos demonstram que a elasticidade da produtividade total dos fatores em relação ao estoque interno de conhecimento é maior para níveis mais altos de escolaridade da população (TEIXEIRA; FORTUNA, 2004).

Utilizando o mesmo método, (KEJI, 2021) investigou o capital humano e o crescimento econômico na Nigéria para testar as relações de curto e longo prazo das variáveis no modelo. O período analisado foi de 1981 a 2017, e a *proxy* para capital humano foi o número de matrículas (KEJI, 2021). O resultado obtido foi que os coeficientes estimados de capital humano têm efeito significativo no longo prazo no crescimento econômico do país, reforçando a necessidade de aumentar a alocação orçamentária para educação e saúde (KEJI, 2021).

Já (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016) avaliaram como capital humano e especialização produtiva são importantes para o crescimento econômico e o efeito dessa interação na mudança estrutural utilizando um modelo de crescimento que integra variáveis do lado da oferta, ligadas à teoria do crescimento endógeno, e da demanda, ligadas a abordagens estruturais e evolutivas, através de dados em painel (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016). O resultado da análise depende do país e do período observado (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016). Para países mais desenvolvidos da OCDE, o efeito foi positivo para a interação entre capital humano e mudança estrutural no período de 1960-2011 (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016). Incluídos países em transição e mediterrâneos no período de 1990-2011, o capital humano impacta significativa e positivamente no crescimento econômico dos países, mas o efeito do capital humano por meio da especialização em atividades de alta tecnologia e intensivas em conhecimento é negativo, dado por uma falta de estrutura que adeque um alto conhecimento (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016).

O impacto do capital humano no crescimento em Pequim foi observado por (HOU; WANG, 2015) através da análise de regressão no período de 1993 a 2013. O objetivo dessa análise, considerando que Pequim é a cidade na China com o maior número de capital humano, é orientar o desenvolvimento de políticas relevantes (HOU; WANG, 2015). Para o capital humano, foi utilizada a abordagem JF, desenvolvida por Jorgenson e Fraumeni, que considera também o nível de escolaridade, anos de educação, saúde e experiências (HOU; WANG, 2015). O trabalho tem como resultado que, dada a tendência encontrada para o período, o investimento em capital humano para estimular o crescimento econômico é mais expressivo do que o investimento em capital físico (HOU; WANG, 2015). Sendo assim, foi sugerida a manutenção do capital físico e o aumento do investimento em capital humano, a fim de garantir estabilidade (HOU; WANG, 2015).

Ao destacar que a educação promove inovação tecnológica e qualifica a mão de obra dos trabalhadores, (WIDARNI; BAWONO, 2021) realizaram um estudo de caso para a Indonésia no período de 1984 a 2019, a fim de entender a relação entre capital humano, tecnologia e crescimento



econômico por meio do *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) com cointegração (WIDARNI; BAWONO, 2021). A justificativa é que o método pode captar o efeito da variável dependente e da variável independente ao longo do tempo, bem como a influência do passado (WIDARNI; BAWONO, 2021). A abordagem é utilizada, então, para examinar a relação de longo prazo entre o crescimento econômico e os determinantes, bem como para determinar o impacto dos recursos humanos e da tecnologia no crescimento econômico tanto no longo quanto no curto prazo (WIDARNI; BAWONO, 2021).

A vantagem do modelo ARDL é não enviesado e eficiente, pois pode ser usado com uma amostra pequena (WIDARNI; BAWONO, 2021). A *proxy* para capital humano é o serviço de educação (WIDARNI; BAWONO, 2021). O resultado obtido foi que o capital humano possui um efeito positivo no crescimento econômico da Indonésia no longo prazo, ou seja, a participação da educação e a qualidade dos serviços educacionais têm um efeito positivo no crescimento econômico de longo prazo (WIDARNI; BAWONO, 2021). Sendo assim, a educação é importante no desenvolvimento econômico (WIDARNI; BAWONO, 2021). Já no curto prazo, o efeito é negativo e insignificante, o que é justificado pelo tempo necessário para que o investimento em capital humano de fato interfira no desempenho (WIDARNI; BAWONO, 2021).

Um dos principais objetivos de (DUAN et al., 2022) era fornecer evidências empíricas que sustentassem a literatura teórica sobre a correlação entre o Índice de Desenvolvimento do Capital Humano – pouco utilizado – e o crescimento econômico, ao analisar o papel do capital humano, da liberdade econômica e do desempenho da governança no crescimento econômico dos BRICS (DUAN et al., 2022). Para isso, foram realizados diversos testes utilizando métodos de mínimos quadrados, efeitos fixos e efeitos aleatórios (DUAN et al., 2022). Os dados coletados foram do período de 2000 a 2018, para os países China, Índia, Rússia, Brasil e África do Sul (DUAN et al., 2022). O capital humano foi medido por meio do índice de capital humano (HCI) das Penn World Tables v9.1 da Universidade da Pensilvânia, baseado em dados de anos de estudo e na taxa de retorno média (DUAN et al., 2022). Como resultado, destaca-se o fato de que a relação entre capital humano e crescimento econômico não é linear no longo prazo, mas em forma de U invertido (DUAN et al., 2022). Sendo assim, o capital humano tem um efeito positivo sobre o crescimento econômico apenas em um determinado período de tempo (DUAN et al., 2022). O capital humano desempenha um papel positivo nos estágios iniciais do crescimento econômico dos BRICS (DUAN et al., 2022).

#### 2.2.4 Modelo AK e ARDL

A premissa central do modelo AK é que, ao contrário da abordagem neoclássica, os retornos ao capital não são decrescentes. Isso permite que investimentos contínuos em capital físico sustentem o crescimento de longo prazo. Nesse contexto, modelos econométricos desempenham papéis cruciais na validação empírica das premissas dos modelos de crescimento econômico, cada um ao explorar diferentes aspectos da teoria econômica.

O modelo ARDL, amplamente utilizado para analisar relações entre variáveis econômicas, tanto de curto quanto de longo prazo, apresenta-se como uma metodologia alinhada ao modelo AK, ao permitir a exploração da influência acumulativa do capital humano e físico no crescimento econômico. A principal contribuição do ARDL reside na capacidade de capturar a cointegração entre variáveis, mesmo com diferentes níveis de integração ( $I(0)$  ou  $I(1)$ ), tornando-o ideal para investigações sobre dinâmicas de crescimento em economias em desenvolvimento. No estudo de (WEGARI et al., 2023), o ARDL é utilizado para analisar os impactos de variáveis relacionadas ao capital humano, como gastos em educação e saúde, no crescimento econômico da Etiópia. A abordagem evidencia que investimentos em capital humano geram benefícios tanto no curto quanto no longo prazo, sustentando os pressupostos do modelo AK (WEGARI et al., 2023). A aplicação de testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade das variáveis reforça a robustez da análise,

permitindo estimativas precisas das relações dinâmicas entre o capital humano e o PIB (WEGARI et al., 2023). Os resultados do ARDL corroboram o modelo AK ao demonstrar que políticas voltadas ao fortalecimento do capital humano não apenas impulsionam o crescimento de curto prazo, mas também consolidam bases para trajetórias sustentáveis de longo prazo (WEGARI et al., 2023). A capacidade do ARDL de diferenciar impactos imediatos de efeitos acumulados ressalta sua utilidade para análises que buscam validar empiricamente teorias de crescimento econômico (WEGARI et al., 2023). Por outro lado, o VAR e sua variante estrutural, o SVAR, oferecem uma abordagem mais dinâmica para investigar as interações entre variáveis econômicas ao longo do tempo (WEGARI et al., 2023).

Na pesquisa de (ANETOR, 2020), o SVAR é utilizado para explorar como choques em capital físico, humano e financeiro afetam o crescimento econômico em horizontes temporais variados. Instrumentos como as funções de resposta ao impulso (IRF) e a decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) permitem mapear o impacto de choques em variáveis como o PIB, oferecendo insights sobre a dinâmica intertemporal prevista pelo modelo AK (ANETOR, 2020). Embora o VAR não seja projetado para distinguir diretamente entre efeitos de curto e longo prazo, sua flexibilidade em capturar interações dinâmicas entre variáveis, sem impor causalidades exógenas, permite validar empiricamente os fundamentos do modelo AK (ANETOR, 2020). Com o uso do modelo VAR, (MOHAMED ALI; ASFOUR, 2024) investiga a relação entre educação e crescimento econômico, demonstrando que choques em capital humano impulsionam a produtividade e atuam como catalisadores do crescimento sustentado (MOHAMED ALI; ASFOUR, 2024).

Apesar das diferenças metodológicas, tanto o ARDL quanto o VAR convergem ao destacar a relevância do capital humano e físico para o crescimento econômico no contexto do modelo AK. Enquanto o modelo VAR se destacou na análise de choques ao longo do tempo e das interações dinâmicas entre as variáveis, o ARDL mostrou-se mais adequado para captar relações de cointegração e para distinguir os efeitos de curto e longo prazo. Por isso, considerou-se que foi uma escolha apropriada nas análises de crescimento econômico que buscaram testar empiricamente os fundamentos do modelo AK.

Os estudos analisados reforçam que tanto o ARDL quanto o VAR são métodos econométricos complementares na validação dos fundamentos do modelo AK. O VAR proporciona uma visão dinâmica das respostas a choques econômicos, alinhando-se às premissas do modelo AK. Por sua vez, o ARDL investiga as relações de curto e longo prazo, destacando a importância de políticas que promovam a acumulação de capital humano e físico, evidenciando os impactos sustentáveis no crescimento econômico.

### 2.2.5 Bibliometria

A bibliometria pode ser definida como uma ferramenta estatística para gestão de informação e conhecimento (GUEDES; BORSCHIVER, 2005). Tem como objetivo resumir grandes quantidades de dados bibliométricos para apresentar o estado da estrutura intelectual e as tendências emergentes de um tópico ou campo de pesquisa (DONTU et al., 2021) e investigar a relevância da temática a partir de métodos estatísticos e matemáticos (PRITCHARD, 1969).

Para esse trabalho foram utilizadas as palavras chaves “capital humano” e “crescimento econômico”, com os termos em inglês, de forma simultânea, na base de dados do “Web of Science” (WoS) no mês setembro 2024. Como resultado, obteve-se uma base de dados com um total de 4657 documentos no período de 1960 a 2024. Os dados foram inseridos no software R, utilizando o pacote Bibliometrix (ARIA; CUCCURULLO, 2017). A Tabela 2.1 apresenta um compilado das principais informações encontradas pela bibliometria.

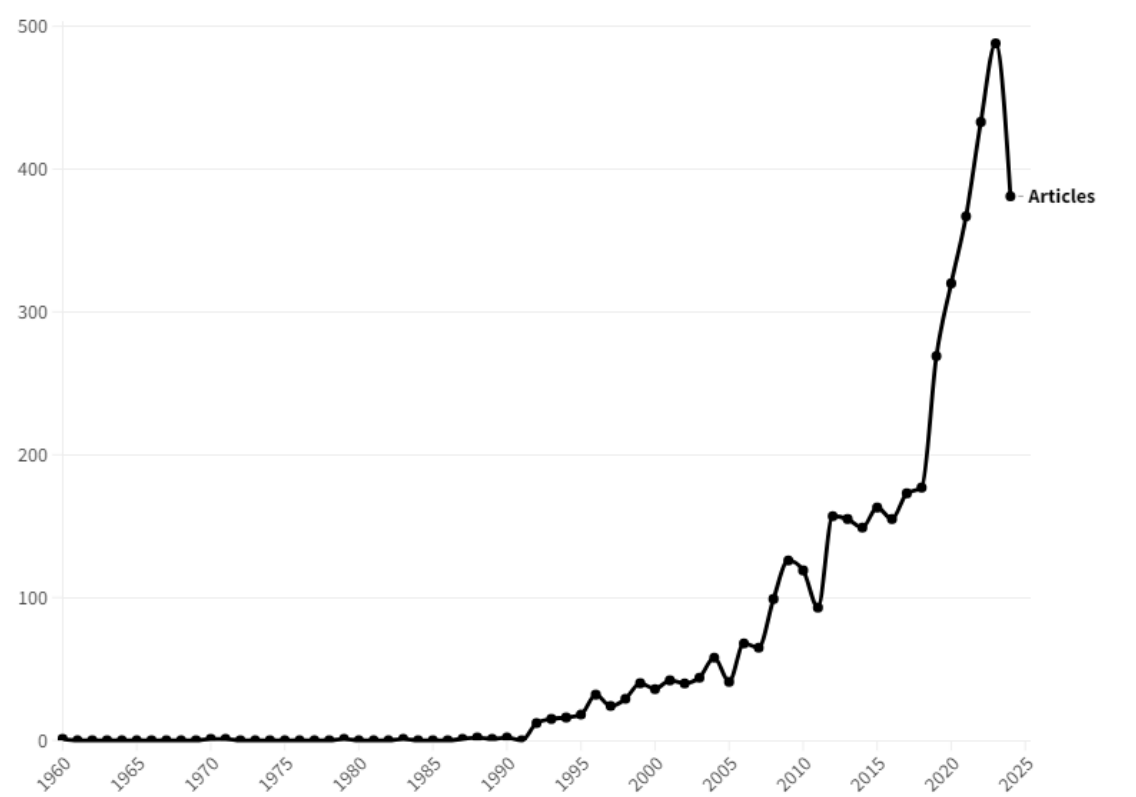
As publicações se iniciam de forma simultânea aos primeiros escritos sobre a Teoria do Capital Humano em 1960, como observado na Figura 2.1, e são amplamente propagadas até hoje, uma vez que os pesquisadores buscam melhorar as estimações para a *proxy* de capital humano.

Tabela 2.1: Principais informações da bibliometria

Descrição	Resultados
<b>Principais Informações sobre os dados</b>	
Intervalo de tempo	1960:2024
Fontes (revistas, livros, etc.)	1469
Documentos	4415
Taxa de crescimento anual	9.73%
Idade Média do Documento	7.93
Idade média do documento	25.95
<b>Conteúdo do Documento</b>	
Palavras chaves adicionais (ID)	3153
Palavras-chave do autor (DE)	7249
<b>Autores</b>	
Autores	8857
Autores de documento de autoria única	992
<b>Colaboração dos autores</b>	
Documentos de autoria única	1131
Coautores por documento	2.43
Coautores internacionais	25.25%
<b>Tipos de Documentos</b>	
Artigo	3587
Livro	6
Artigo de Anais	518

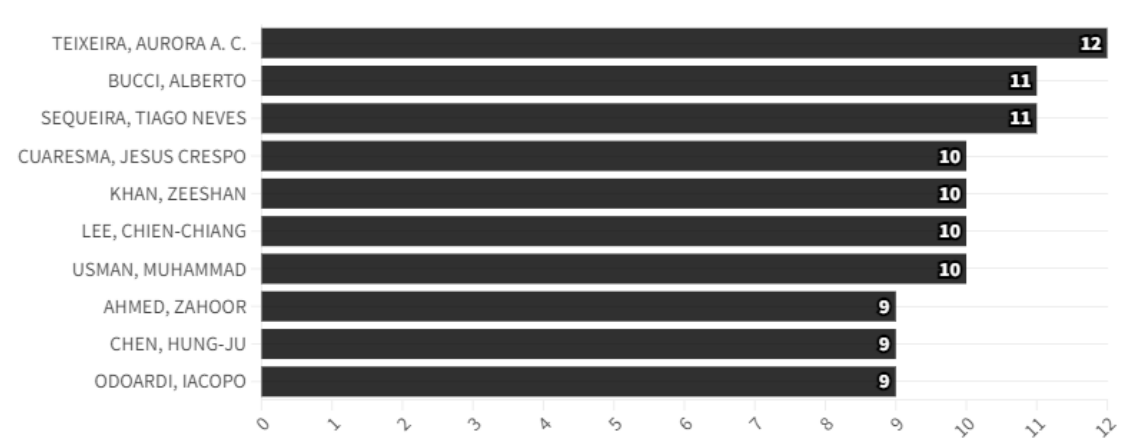
**Fonte:** WoS. Elaboração própria dos autores.

Figura 2.1: Produção Científica anual com base nos tópicos: “capital humano” e “crescimento econômico”



Fonte: WoS. Elaborado pelos autores 2024.

Figura 2.2: Publicações por autor com base nos tópicos: “capital humano” e “crescimento econômico”

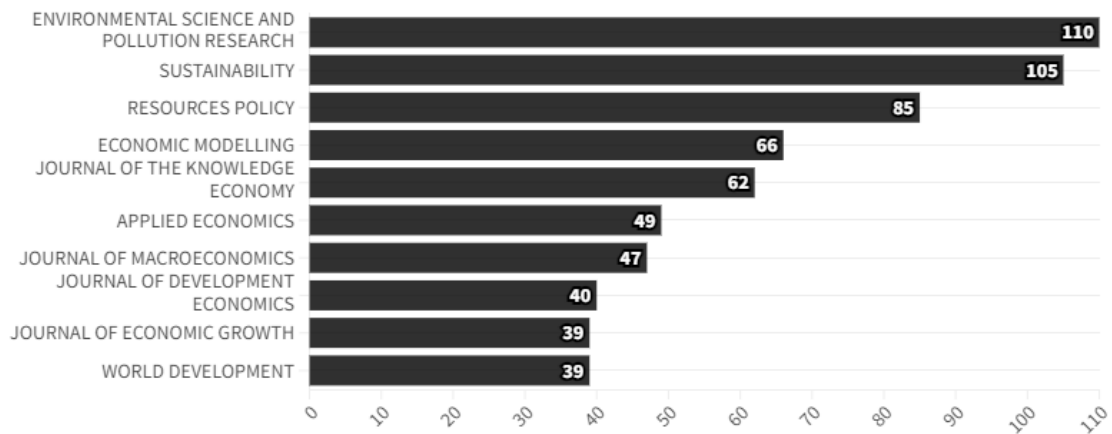


Fonte: WoS. Elaborado pelos autores 2024.

A Figura 2.2 mostra os autores que mais publicaram sobre capital humano e crescimento econômico de acordo com a base da Web of Science. A pesquisadora com o maior número de

publicações foi a professora titular na Universidade do Porto Aurora A. C. Teixeira.

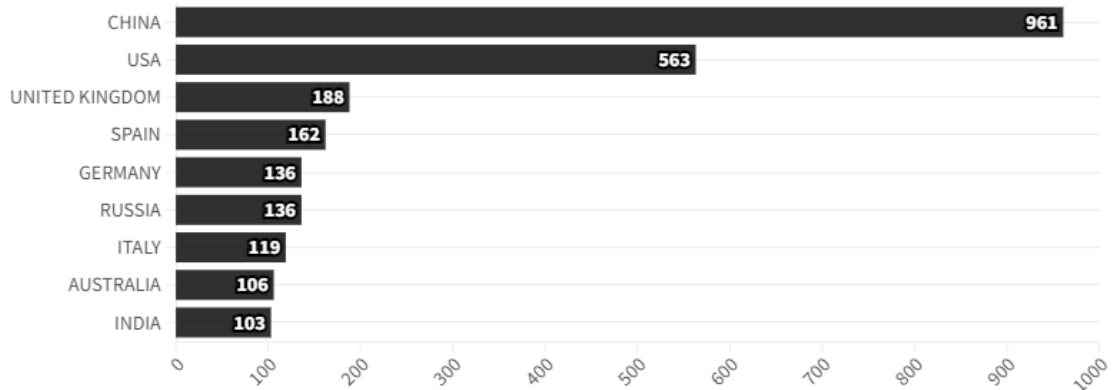
Figura 2.3: Publicações por revista com base nos tópicos: “capital humano” e “crescimento econômico”



Fonte: WoS. Elaborado pelos autores 2024.

A Figura 2.3 mostra as pesquisas com o maior número de publicações sobre a temática sendo a principal Environmental Science and Pollution Research com 110 publicações

Figura 2.4: Origem das pesquisas com base nos tópicos: “capital humano” e “crescimento econômico”



Fonte: WoS. Elaborado pelos autores 2024.

A Figura 2.4 mostra que as principais origens dos pesquisadores se dá principalmente da China e EUA, e países da América do Sul, como o Brasil possui apenas 23 publicações, o que reflete a importância desse artigo.

## 2.3 Metodologia

Nesta seção, apresentamos a metodologia adotada para investigar a relação entre o capital humano e o crescimento econômico no Brasil, com base no modelo AK e no Modelo de Autor-

regressão com Defasagens Distribuídas (ARDL). A abordagem permite estimar as relações de curto e longo prazo entre as variáveis, garantindo robustez na análise da dinâmica do crescimento econômico. Para isso, foram realizados testes de sazonalidade, tendência e estacionariedade das séries temporais. As variáveis utilizadas no modelo incluem o PIB per capita, uma *proxy* para o capital humano per capita e uma *proxy* para o capital físico per capita.

### 2.3.1 Descrição de base de dados

Os dados utilizados neste estudo são compostos por séries temporais referentes ao Produto Interno Bruto (PIB), ao Estoque Líquido de Capital Fixo (ELCF) e a Despesa Corrente (DC). As variáveis estão em nível e abrangem o período de 2014 a 2023. A seguir, descrevem-se as características e fontes de cada uma das variáveis supramencionadas.

#### 1. Produto Interno Bruto (PIB)

O PIB mensal, utilizado como *proxy* para a atividade econômica, é uma estimativa de alta frequência elaborada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Sua principal finalidade é possibilitar o cálculo de relações entre agregados econômicos mensais, como dívida pública e saldo de crédito, e o PIB. Essa estimativa é obtida por meio da interpolação de valores trimestrais oficialmente divulgados pelo IBGE ou projetados, não sendo resultado de um cálculo primário<sup>1</sup>.

#### 2. Estoque Líquido de Capital Fixo (ELCF)

O ELCF é uma variável importante para a análise da acumulação de capital e sua relação com o crescimento econômico. Sua estimativa baseia-se no acúmulo de fluxos de Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), ajustados pela inflação (deflacionados) e corrigidos pela depreciação. A depreciação, por sua vez, é calculada com base em taxas específicas e no tempo de vida útil dos bens de capital, conforme metodologia descrita no Texto para Discussão nº 2580 do IPEA. Para adequar os valores anuais à frequência mensal requerida na análise, foi empregada uma técnica de desagregação temporal, conforme descrito na Carta de Conjuntura nº 48 do IPEA<sup>2</sup>.

#### 3. Despesa Corrente (DC)

A despesa corrente refere-se à categoria de gastos do setor público destinada à manutenção de suas atividades, sendo parte integrante do Orçamento da Despesa da União. Esta categoria inclui despesas com vencimentos e encargos de pessoal, aquisição de bens e serviços, juros da dívida pública, e outras despesas operacionais. No contexto deste estudo, destaca-se a relevância das despesas correntes alocadas ao Ministério da Educação, que seguem a mesma classificação e abrangem custos associados à manutenção e funcionamento do sistema educacional público<sup>3</sup>.

Para representar as dinâmicas de crescimento das variáveis analisadas, optou-se pela utilização da taxa de variação mensal ao invés dos valores em nível. Essa abordagem permitiu capturar as mudanças proporcionais de um período para o outro, eliminando tendências de longo prazo e facilitando a interpretação das flutuações mensais. A taxa de variação foi calculada utilizando a fórmula:

$$TX = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} \quad (2.4)$$

No qual:

- $X_t$  é o valor da variável no período atual;
- $X_{t-1}$  é o valor da variável no período anterior;

<sup>1</sup>Nota: O PIB oficial do Brasil, produzido pelo IBGE, é divulgado trimestralmente, enquanto o Banco Central disponibiliza séries mensais de outras variáveis econômicas. Assim, o PIB mensal serve para preencher essa lacuna analítica. Fonte: SGS - Sistema de Gerenciamento de Séries Temporais, Banco Central do Brasil.

<sup>2</sup>Fonte: Souza Júnior e Cornélio (2020), Estoque de Capital Fixo no Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

<sup>3</sup>Fonte: Câmara dos Deputados e Orçamento Público Federal (Portal da Transparência).



- $TX$  representa a variação relativa entre os períodos.

Por exemplo, no caso do PIB, a *taxa de variação mensal (TXPIB)* foi obtida conforme demonstrado abaixo:

$$TXPIB = \frac{PIB_t - PIB_{t-1}}{PIB_{t-1}} \quad (2.5)$$

Essa fórmula, amplamente utilizada em análises econômicas, é adequada para medir mudanças proporcionais e permite comparar séries temporais de diferentes escalas. A mesma lógica foi aplicada às outras variáveis, como Despesa Corrente (DC) e Estoque Líquido de Capital Fixo (ELCF).

A escolha pela taxa de variação foi motivada por vários fatores:

- **Eliminação de Tendências:** As variáveis econômicas frequentemente apresentam tendências de longo prazo, dificultando a análise dinâmica. A utilização da taxa de variação elimina esses efeitos, destacando as mudanças relativas de curto prazo.
- **Facilidade de Interpretação:** A taxa de variação fornece uma métrica clara para analisar o crescimento ou retração das variáveis em termos percentuais.
- **Comparabilidade:** Permite que variáveis com diferentes unidades ou escalas sejam comparadas diretamente, já que todas são expressas em termos relativos.

No contexto deste estudo, as taxas de variação foram utilizadas para identificar a dinâmica entre capital humano e crescimento econômico. A TXPIB reflete as flutuações econômicas mensais ao longo do período analisado, sendo indicador para capturar os movimentos da atividade econômica no Brasil. A TXELCF reflete o acúmulo líquido dos fluxos de formação bruta de capital fixo (FBCF), ajustados pela depreciação. É um indicador relevante da dinâmica dos investimentos em infraestrutura e capacidade produtiva da economia brasileira. Por sua vez, a TXDC representa as mudanças nas despesas correntes, oriundas do orçamento de despesa do Ministério da Educação, permitindo avaliar os efeitos de curto prazo na atividade econômica.

### 2.3.2 Modelo AK

O modelo AK pressupõe que o capital físico e o capital humano podem gerar retornos constantes, eliminando o conceito de estado estacionário e permitindo um crescimento per capita contínuo ao longo do tempo, sem a necessidade de um choque externo de tecnologia. De acordo com (REBELO, 1991), ao remover os retornos decrescentes ao capital, o modelo AK propicia uma explicação para o crescimento sustentável, fundamentada na acumulação contínua de capital.

Assim, o produto é diretamente proporcional ao estoque de capital total, ou seja, assume a função de produção na forma:

$$Y = AK \quad (2.6)$$

onde  $A$  é uma constante positiva que reflete a produtividade do capital e  $K$  é o capital acumulado. Considerando a função de produção Cobb Douglas:

$$Y = AF(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha} \rightarrow Y = F(K, AL) = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (2.7)$$

Supondo que o coeficiente de tecnologia seja proporcional ao capital per capita,

$$A = \rho \frac{K}{L} = \rho k \quad (2.8)$$

Substituindo essa relação na equação 2.7,

$$Y = K^\alpha \left(\rho \frac{K}{L}\right)^{1-\alpha} = \rho^{1-\alpha} K \quad (2.9)$$

Dessa forma, fica apresentado o modelo no qual o produto é linear ao capital físico e a taxa de crescimento do produto é igual a taxa de crescimento do capital.

Fazendo uso da equação da acumulação de capital físico, sem crescimento populacional, utilizada no modelo de Solow

$$\dot{K} = sY - \delta K \quad (2.10)$$

Origina-se que os agentes econômicos renunciam ao consumo e investem o montante correspondente, ou seja, poupam parte do produto, onde  $s$  é a taxa de investimento e  $\delta$  é a taxa de depreciação são constantes. Substituindo pela nova função de produção

$$\begin{aligned} \dot{K} &= sAK - \delta K \\ \frac{\dot{K}}{K} &= sA - \delta \end{aligned} \quad (2.11)$$

A taxa de crescimento do produto real será dada por:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = sA - \delta \quad (2.12)$$

Dependendo da taxa de poupança (ou taxa de investimento)  $s$ , da produtividade marginal do capital  $A$  e da taxa de depreciação do capital  $\delta$ . E, uma característica desse modelo é que

$$PMgK = \frac{\partial Y}{\partial K} = A \rightarrow PMgK = PMeK \quad (2.13)$$

A função de produção não apresenta rendimentos marginais decrescentes para o capital e, assim, o produto marginal e o produto médio do capital são constantes.

No modelo AK, o capital é entendido de forma mais ampla. O capital  $K$ , da função, configura capital físico com a inclusão do capital humano (conjunto de habilidades e os anos de instrução acadêmica para um trabalhador individual) e o parâmetro  $A$  é o estoque de conhecimento, uma constante.

A cada aumento do capital físico, ocorre também um aumento do capital humano, ou seja, investir em capital significa aumentos no capital físico e aumentos no capital humano., impedindo reduções dos rendimentos marginais de capitais. No modelo de crescimento endógeno não existe diferenças entre o curto e longo prazo: não há uma dinâmica de transição, a economia encontra-se sempre no longo prazo.

### 2.3.3 Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL)

O modelo ARDL (PESARAN; SHIN et al., 1995; PESARAN; SHIN; SMITH, 2001), estimado usando mínimos quadrados ordinários (OLS), é um modelo linear que compreende dois componentes principais: a parte autorregressiva (AR) e as defasagens distribuídas (DL) das variáveis independentes. Na parte AR, a variável dependente é considerada na forma defasada, enquanto na parte DL, as variáveis independentes são incluídas nos níveis e formas defasadas. O modelo está

interessado na relação de longo prazo independente das variáveis serem  $I(0)$ ,  $I(1)$  ou uma combinação de ambas. Isso ajuda a evitar os problemas de pré-teste associados à análise de cointegração padrão, que requer a classificação das variáveis em  $I(0)$  e  $I(1)$  como é o caso do modelo VAR. Um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL.

A equação genérica do modelo ARDL é dada por:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j x_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

No qual  $y_t$  é a variável dependente no tempo  $t$ ,  $x_t$  e  $z_t$  são as variáveis explicativas no tempo  $t$ ,  $\alpha$  é o intercepto,  $\beta_i$  são os coeficientes das defasagens da variável dependente  $y_t$ ,  $\gamma_j$  são os coeficientes das defasagens da variável explicativa  $x_t$ ,  $\delta_k$  são os coeficientes das defasagens da variável explicativa  $z_t$ ,  $\varepsilon_t$  é o erro (resíduo),  $p$  é a ordem da defasagem de  $y_t$ ,  $q$  é a ordem da defasagem de  $x_t$ , e  $r$  é a ordem da defasagem de  $z_t$ .

A especificação do modelo ARDL para os dados utilizados nesse trabalho são:

$$TXPIB = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot TXPIB_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j TXDC_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \cdot TXELCF_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

No qual  $TXPIB$  é a variável dependente no tempo  $t$ ,  $TXDC$  e  $TXELCF$  são as variáveis explicativas no tempo  $t$ ,  $\alpha$  é o intercepto,  $\beta_i$  são os coeficientes das defasagens da variável dependente  $TXPIB$ ,  $\gamma_j$  são os coeficientes das defasagens da variável explicativa  $TXDC$ ,  $\delta_k$  são os coeficientes das defasagens da variável explicativa  $TXELCF$ ,  $\varepsilon_t$  é o erro (resíduo),  $p$  é a ordem da defasagem de  $TXPIB$ ,  $q$  é a ordem da defasagem de  $TXDC$ , e  $r$  é a ordem da defasagem de  $TXELCF$ .

A relação de cointegração é analisada para determinar se há associação entre as variáveis num equilíbrio de longo prazo. Sendo assim, para o teste de cointegração entre as variáveis regressoras para o modelo ARDL é aplicado o *Bound test*, que analisa essa relação independente dos regressores serem puramente  $I(0)$ ,  $I(1)$  ou ambos.

O *Bound test* possui como hipótese nula a não cointegração. A análise do teste é baseada na comparação da estatística  $F$  com os valores críticos de  $I(0)$  e  $I(1)$ . Se a estatística  $F$  for maior que o valor crítico de  $I(1)$ , isso indica a presença de cointegração. Por outro lado, se a estatística  $F$  for inferior ao valor crítico de  $I(0)$ , isso sugere a ausência de cointegração. Quando o valor de  $F$  está entre os valores críticos de  $I(0)$  e  $I(1)$ , o teste resulta em um resultado inconclusivo, o que pode exigir a utilização de outro teste ou a coleta de mais informações para uma análise mais precisa.

Quando há cointegração entre as variáveis é necessário utilizar o Modelo de Correção de Erros (ECM) [Pesaran et al (1996b)] derivado do modelo ARDL por meio de uma transformação linear simples, que integra ajustes de curto prazo com equilíbrio de longo prazo sem perder informações de longo prazo. O ECM utiliza a primeira diferença da variável dependente, regredida nas primeiras defasagens das variáveis dependentes e independentes. Os regressores restantes no modelo consistem nas defasagens das primeiras diferenças das variáveis dependentes e independentes.

A equação genérica do modelo ECM é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta z_{t-k} + \lambda \cdot ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

No qual  $\Delta y_t$ ,  $\Delta x_t$ , e  $\Delta z_t$  denotam as variações (Eq. 2.4) das variáveis utilizadas no presente modelo.  $ECM_{t-1}$  é o termo de erro de cointegração (obtido do modelo ARDL original), e  $\lambda$  é o coeficiente de ajuste que indica a velocidade de ajuste à relação de longo prazo.

O termo de erro de cointegração mede a relação entre curto e longo prazo, deve ser estatisticamente significativo, com sinal negativo confirmando a relação de equilíbrio no longo prazo. Caso contrário, o modelo é explosivo e não há convergência.

A especificação do modelo ECM para os dados utilizados nesse trabalho são:

$$\Delta TXPIB = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta TXPIB_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta TXDC_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta TXELCF_{t-k} + \lambda \cdot ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

No qual  $\Delta TXPIB$ ,  $\Delta TXDC$ , e  $\Delta TXELCF$  são as variações das variáveis,  $ECM_{t-1}$  é o termo de erro de cointegração (obtido do modelo ARDL original), e  $\lambda$  é o coeficiente de ajuste que indica a velocidade de ajuste à relação de longo prazo.

## 2.4 Resultados

Cabe destacar que o período analisado está entre janeiro de 2014 a dezembro de 2023 e abrange quase uma década, esta marcada por mudanças econômicas, choques exógenos e políticas públicas. Para descrever o comportamento estatístico das variáveis foram utilizadas as estatísticas de média, mediana, valor mínimo, valor máximo, desvio padrão e medidas de assimetria e curtose.

A média do PIB (Tabela 2.2) ao longo do período de janeiro de 2014 a dezembro de 2023 é de 630.215 bilhões de reais. Observa-se que a mediana (Tabela 2.2) é ligeiramente inferior com 582.906 bilhões de reais, sugerindo uma leve assimetria na distribuição dos valores. Isso pode ser corroborado pela análise da assimetria (tabela 2.3), que indica se a distribuição tende a ser mais concentrada à direita ou à esquerda da média. Os valores mínimo e máximo (tabela 2.2) registrados foram de 450.359 e 950.501 bilhões de reais, respectivamente. O desvio padrão (tabela 2.2) de 141.979 bilhões de reais reflete a variabilidade do PIB per capita ao longo do tempo, sendo um indicador da estabilidade ou flutuação do produto per capita.

No caso da despesa corrente, a média é de 9,611e+09 (9,611 bilhões de reais), a mediana, com valor de 9,299e+09 (9,299 bilhões de reais), indica que metade dos valores registrados foi inferior a este ponto, o que pode ser interpretado como o valor central típico da despesa de custeio na educação. Os valores mínimo e máximo foram de 2,734e+09 (2,734 bilhões de reais) e 1,825e+10 (18,25 bilhões de reais), respectivamente. O desvio padrão, de 2.715 bilhões de reais, sugere que a despesa corrente foi mais ou menos estável durante o período.

Tabela 2.2: Medidas de Posição e Dispersão das variáveis

	PIB	Despesa Corrente	ELCF
Mínimo	450.359	2,734e+09	9.829.846
1º Quartil	521.146	8,074e+09	10.026.123
Mediana	582.906	9,299e+09	10.061.054
Média	630.215	9,611e+09	10.064.568
3º Quartil	726.181	1,108e+10	10.106.452
Máximo	950.501	1,825e+10	10.200.184
Desvio-padrão	141.979,7	2.715.241.472	68.991,7

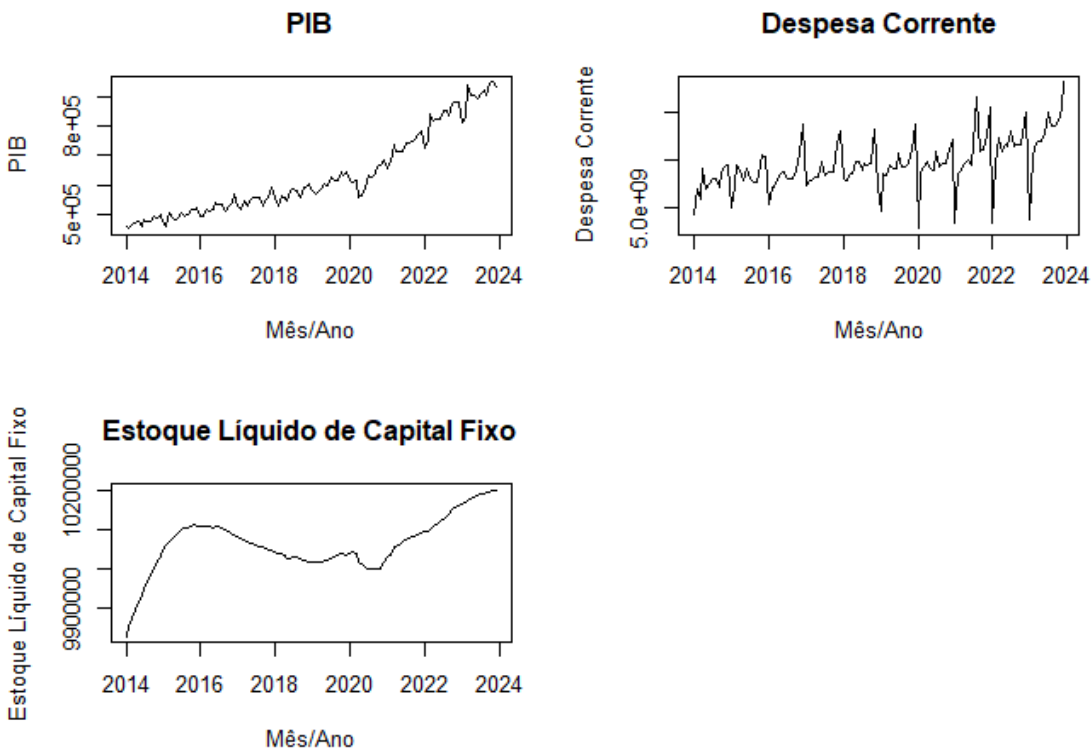
**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Tabela 2.3: Medidas de Forma das variáveis

	PIB	Despesa Corrente	ELCF
Assimetria	0,834658	0,3066688	-0,4962342
Curtose	2,469087	3,851829	4,278879

Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 2.5: Séries Temporais



Fonte: Elaborado pelos autores.

O estoque líquido de capital físico apresentou uma média de 9.829 bilhões de reais, mostrando o valor médio de investimentos em infraestrutura e ativos fixos. A mediana, de 10.061 bilhões de reais, sugere que metade dos valores de investimento em capital físico estiveram abaixo desse valor, servindo como uma medida central da distribuição. Os valores mínimo e máximo para o estoque líquido de capital físico, foram de 9.829 bilhões de reais e 10.200 bilhões de reais, respectivamente e o desvio padrão de 68.991 bilhões de reais reflete a variabilidade desse investimento ao longo do tempo, o que pode ser interpretado como um indicador de estabilidade ou instabilidade nos aportes em capital físico.

2.4.1 Teste da Raiz Unitária

A análise de testes de raiz unitária é utilizada na compreensão do comportamento das séries temporais, especialmente em aplicações econômicas (vide (PHILLIPS; XIAO, 1998), (HLOUSKOVA; WAGNER, 2006) e (CAVALIERE; TAYLOR, 2007)). Esses testes são projetados para verificar se uma série temporal é estacionária ou não estacionária.

A estacionariedade é caracterizada por retornar um valor médio constante ao longo do tempo e com variância independente do tempo ((ENGLE; BOLLERSLEV, 1986)), enquanto uma série não estacionária exibe tendência de crescimento ou declínio sem retornar a um valor fixo, o que pode implicar um comportamento de *random walk*. Vale destacar que a não estacionariedade pode levar a resultados espúrios em análises econométricas, logo, identificar corretamente essa característica torna-se importante no processo de modelagem. O teste também averigua se as taxas de variação utilizadas no modelo são integradas de ordem zero ou um que é o requerido pelo modelo ARDL.

A Tabela 2.4 apresenta os resultados obtidos a partir de três métodos amplamente utilizados: o teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF), o teste de Phillips-Perron (PP) e o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Esses testes foram aplicados às seguintes séries temporais: (i) PIB, (ii) TXPIB, (iii) DC, (iv) TXDC, (v) ELCP (estoque de capital físico) e (vi) TXELCP. Como pode ser visto, os resultados para a série PIB sugerem não estacionariedade nos testes ADF e PP, uma vez que os valores estatísticos (1,654 e 0,884, respectivamente) não ultrapassam os valores críticos em níveis convencionais.

O teste KPSS fornece um valor de 2,593, superior ao limite crítico de 1% (0,739), rejeitando a hipótese nula de estacionariedade. Portanto, conclui-se que a série PIB é não estacionária. Para a série TXPIB, os testes ADF e PP apresentam valores estatísticos de -2,4286 e -2,8995, que não permitem rejeitar a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% (-2,88). O teste KPSS fornece um valor de 0,8594, acima do limite crítico de 5% (0,463), confirmando a rejeição da hipótese nula de estacionariedade. Assim, a série TXPIB também é considerada não estacionária. Por sua vez a série DC apresenta resultados semelhantes. Os valores estatísticos dos testes ADF (-1,943) e PP (-7,2106) não permitem rejeitar a hipótese de raiz unitária ao nível de 5%. Já o valor do teste KPSS (1,7049) ultrapassa o limite crítico, rejeitando a hipótese nula de estacionariedade. Portanto, a série DC (despesa corrente) também é não estacionária.

Tabela 2.4: Testes de raiz unitária

	ADF	PP	KPSS
<i>PIB</i>	1.654	0.884	2.593**
<i>TXPIB</i>	-2.4286	-2.8995	0.8594**
<i>DC</i>	-1.943	-7.2106	1.7049**
<i>TXDC</i>	-4.4792**	-10.6368**	0.183
<i>ELCP</i>	-1.4981	-3.0004	0.8217**
<i>TXELCP</i>	-3.1564**	-3.4418**	0.3896

*Hipótese Nula: Possui raiz unitária (ADF e PP); Hipótese Nula: Estacionariedade (KPSS); Valores Críticos do testes ADF: 1% (-3.46), 5% (-2.88); Valores Críticos do testes PP: 1% (-3.49), 5% (-2.88); Valores Críticos do teste KPSS: 1% (0.739), 5% (0.463); (\*) (\*\*) denota rejeição da hipótese nula a 1% (5%) de significância estatística*

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

De acordo com as estatísticas apresentadas na Tabela 2.4, para a série TXDC, os valores estatísticos dos testes ADF (-4,4792) e PP (-10,6368) são significativamente menores que os valores críticos em qualquer nível convencional de significância. Isso permite rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. O teste KPSS apresenta um valor de 0,183, inferior ao limite crítico de 5% (0,463), aceitando a hipótese de estacionariedade. Assim, a série TXDC é estacionária. No caso da série ELCP, os valores dos testes ADF (-1,4981) e PP (-3,0004) indicam que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5%. O valor do teste KPSS (0,8217) é superior ao limite



crítico de 5%, rejeitando a hipótese nula de estacionariedade. Conclui-se, portanto, que a série ELCP é não estacionária. Por fim, para a série TXELCP, os testes ADF (-3,1564) e PP (-3,4418) apresentam valores estatísticos que permitem rejeitar a hipótese de raiz unitária ao nível de 5% (-2,88). O teste KPSS fornece um valor de 0,3896, abaixo do limite crítico de 5%, aceitando a hipótese de estacionariedade. Assim, a série TXELCP é estacionária.

Dessa forma, os resultados mostram que as séries TXDC e TXELCP são estacionárias, enquanto as séries PIB, TXPIB, DC (despesa corrente) e ELCP apresentam comportamento não estacionário. Essas conclusões são consistentes com as características econômicas das variáveis analisadas, onde séries de taxas de variação tendem a ser estacionárias, enquanto séries de níveis frequentemente exibem tendências de longo prazo associadas ao crescimento econômico.

Tabela 2.5: Testes de raiz unitária para variáveis diferenciadas

	ADF	PP	KPSS
$\Delta PIB$	-7.8165**	-15.4798**	0.2853
$\Delta TXPIB$	-5.9339**	-11.6896**	0.0522
$\Delta ELCP$	-3.0205**	-3.5964**	0.4412

*Hipótese Nula: Possui raiz unitária (ADF e PP); Hipótese Nula: Estacionariedade (KPSS); Valores Críticos do testes ADF: 1% (-3.46), 5%(-2.88); Valores Críticos do testes PP: 1% (-3.49), 5%(-2.88); Valores Críticos do teste KPSS: 1% (0.739), 5%(0.463)*

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

A Tabela 2.5 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária aplicados às variáveis diferenciadas  $\Delta PIB$  (primeira diferença do PIB),  $\Delta TXPIB$  (primeira diferença da taxa de variação do PIB) e  $\Delta ELCP$  (primeira diferença do estoque líquido de capital fixo). Os testes utilizados foram o Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o Phillips-Perron (PP) e o KPSS, permitindo avaliar a estacionariedade das séries após a diferenciação.

Os resultados mostram que, para a série  $\Delta PIB$ , os valores estatísticos dos testes ADF (-7,8165) e PP (-15,4798) são significativamente menores que os valores críticos em todos os níveis convencionais de significância, rejeitando assim a hipótese nula de raiz unitária. O teste KPSS confirma essa conclusão, apresentando um valor estatístico de 0,0536, inferior ao valor crítico de 5% (0,463), o que permite aceitar a hipótese nula de estacionariedade. Dessa forma, conclui-se que a série  $\Delta PIB$  é estacionária. Para a série  $\Delta TXPIB$ , os resultados são mistos. O teste ADF (-5,9339) não rejeita a hipótese nula de raiz unitária, indicando que a série não é estacionária. No entanto, o teste PP (-11,6896) apresenta um valor estatístico significativamente menor que os valores críticos ao nível de 1%, rejeitando a hipótese nula de raiz unitária e sugerindo estacionariedade.

O teste KPSS, por sua vez, apresenta um valor estatístico de 0,0522, bem abaixo do limite crítico de 5% (0,463), aceitando a hipótese nula de estacionariedade. Essa divergência entre os testes ADF e PP sugere que a série  $\Delta TXPIB$  deve ser interpretada com cautela, embora os testes PP e KPSS indiquem estacionariedade. Por fim, a série  $\Delta ELCP$  apresenta resultados consistentes entre os testes PP e KPSS. O valor do teste PP (-3,5964) é significativamente menor que o valor crítico de 5% (-2,88), rejeitando a hipótese nula de raiz unitária. Já o teste ADF (-3,0205) está próximo, mas não suficientemente abaixo do valor crítico, não rejeitando a hipótese nula ao nível de 5%. O teste KPSS apresenta um valor estatístico de 0,4412, inferior ao limite crítico de 5%, aceitando a hipótese nula de estacionariedade. Assim, a série  $\Delta ELCP$  é considerada estacionária após a diferenciação.

De modo geral, os resultados indicam que a série  $\Delta PIB$  é robustamente estacionária, enquanto a série  $\Delta ELCP$  apresenta estacionariedade com pequenas ressalvas no ADF. A série  $\Delta TXPIB$  sugere

estacionariedade com base nos testes PP e KPSS, embora o ADF não forneça a mesma evidência. Essas conclusões destacam a eficácia da diferenciação para tornar as séries estacionárias, garantindo maior robustez na modelagem econométrica subsequente.

### 2.4.2 Aplicação do Modelo de Autorregressão com Defasagens Distribuídas

O modelo ARDL foi estimado para analisar a relação entre o TXPIB (variável dependente), TXDP e a TXELCF. O modelo foi selecionado com base no critério AIC<sup>4</sup>, utilizando uma amostra composta por 108 observações mensais. A Tabela 6 apresenta o resultado dos 5 melhores modelos de acordo com o AIC do modelo. Portanto, o ARDL (1,0,1) é o melhor modelo de acordo com esse critério.

Tabela 2.6: Especificação ARDL

	TXPIB	TXDC	TXELCF	AIC
1	1	0	1	-465.6356
2	1	1	1	-464.2333
3	2	0	1	-460.6080
4	1	0	2	-460.5684
5	2	1	1	-459.1384

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

O teste de cointegração foi utilizado para identificar se os modelos de longo e curto prazo devem ser especificados ou apenas o último. Para tal foi realizado o *Bound Test*, com hipótese nula de que não há cointegração. A Tabela 7 apresenta os resultados baseados em valores assintóticos para uma amostra de 1000 observações. A estatística F obtida é 10.19162. Esse valor é superior aos valores críticos de I(1) em todos os níveis de significância considerados (10%, 5%, 2,5% e 1%), rejeita-se a hipótese nula, ou seja, há evidências da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo estatisticamente significativa entre as variáveis analisadas. Portanto, modelos de longo e curto prazo podem ser estimados.

Tabela 2.7: ARDL Bound Test

Teste	Valor	Nível de Significância	I(0)	I(1)
<b>F-statistic</b>	10.19162	10%	2.63	3.35
<b>k</b>	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5.00

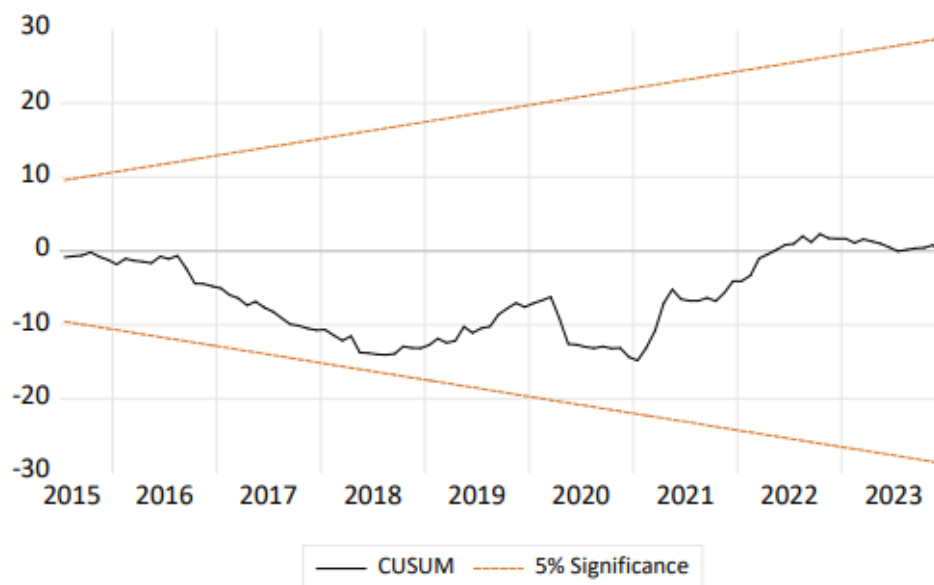
**Fonte:** Elaborado pelos autores.

A estabilidade do modelo é avaliada através do *cumulative sum of recursive (CUSUM) test*. Os testes são baseados nos resíduos das estimativas recursivas, a hipótese numa é a distribuição

<sup>4</sup>O AIC (Critério de Informação de Akaike) é uma medida usada para avaliar a qualidade de um modelo estatístico, sendo assim pode ser usada para seleção e comparação dos modelos. O melhor modelo, de acordo com o AIC, é aquele que tem o menor valor de AIC. O AIC penaliza modelos mais complexos (com mais parâmetros), mas também considera o ajuste do modelo aos dados.

CUSUM é distribuída simetricamente em torno de zero. A hipótese nula não é rejeitada quando o gráfico está dentro do intervalo de confiança. As figuras 6 e 7 apresentam o gráfico para o modelo, quando observado o CUSUM o resultado está dentro do intervalo de confiança, já no gráfico CUSUMSQ o período de 2019 e início de 2020 aparecem fora do intervalo, indicando certa instabilidade possivelmente atrelado a uma quebra estrutural.

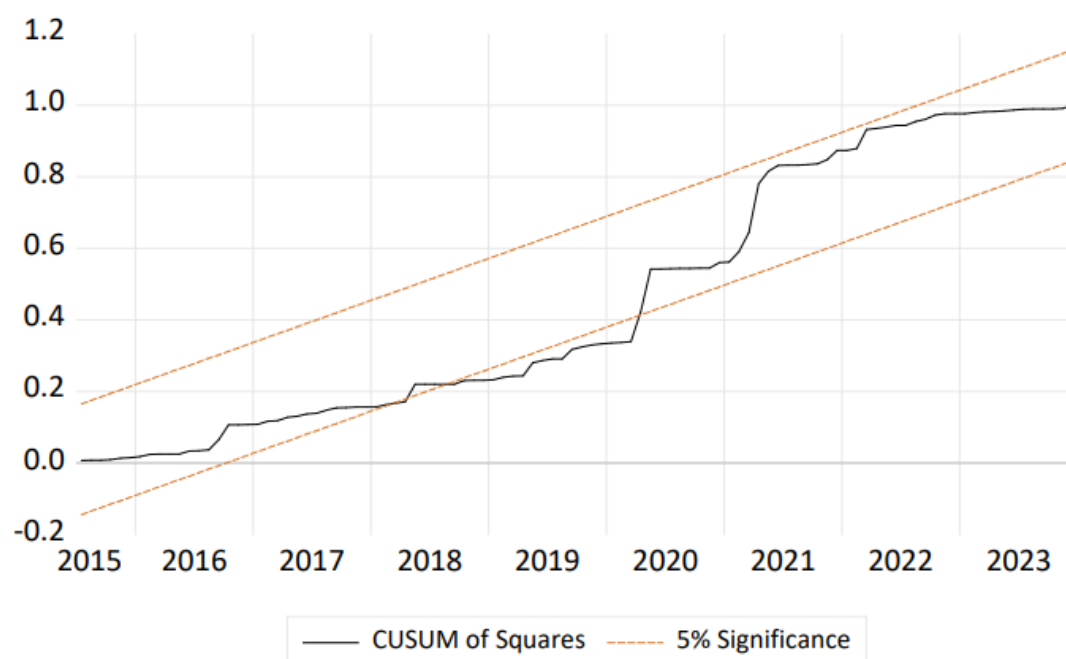
Figura 2.6: Estabilidade do modelo pelo Teste CUSUM - Teste de soma cumulativa



Fonte: EViews 12

Os resultados principais do modelo ARDL estão descritos na Tabela 8, contendo um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) igual a 0.7923, ou seja, aproximadamente 79,23 percentuais da variação do PIB é explicada pelo modelo. Além disso, apresenta um erro padrão residual de 0.0266, sugerindo boa precisão do modelo. A estatística F é igual a 97.25 ( $p < 0.001$ ), indicando que o modelo é estatisticamente significativo como um todo.

Figura 2.7: Estabilidade do modelo pelo Teste CUSUMSQ - Teste de Soma Cumulativa dos Quadrados



Fonte: EViews 12

Com relação aos coeficientes estimados, o estoque líquido de capital físico tem um impacto positivo significativo no curto prazo (26.4692), reforçando que investimentos em infraestrutura e bens de capital são determinantes para o crescimento econômico imediato. No entanto, a defasagem do estoque de capital físico ( $L(ELCF, 1)$ ) apresenta um coeficiente negativo significativo (-24.7186), sugerindo que, ao longo do tempo, o capital acumulado pode perder eficiência devido à depreciação ou ineficiências no uso do capital. As despesas correntes têm um impacto positivo marginalmente significativo (0.0286), indicando que esses gastos podem contribuir para o crescimento econômico no curto prazo, mas de forma limitada. Por outro lado, o coeficiente de persistência do PIB ( $L(pib, 1)$ ), igual a 0.6322, refletem alta inércia do PIB, sugerindo que o desempenho econômico atual está fortemente relacionado ao desempenho passado.

No longo prazo, há um ajuste capturado pela defasagem ( $L(ELCF, 1)$ ), indicando que o capital acumulado pode perder eficiência com o tempo devido à depreciação. As despesas correntes, embora marginalmente significativas, sugerem que aumentos nesses gastos podem contribuir para o crescimento econômico no curto prazo, possivelmente por meio de efeitos na demanda agregada. O coeficiente de 0.6322 para  $L(pib, 1)$  reflete a alta inércia do PIB, ou seja, o desempenho em um período está fortemente relacionado ao período anterior.

Como já foi confirmada a cointegração entre as variáveis pelo *Bound test*, o modelo de Correção de Erro (ECM) é necessário para capturar a relação de curto e longo prazo entre o TXPIB (flutuações econômicas mensais do PI), o TXDC (mudanças nas despesas correntes) e o TXELCF (acúmulo líquido dos fluxos de formação bruta de capital fixo).

Esse modelo permite avaliar como as variáveis respondem a choques no curto prazo e a velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo. Os resultados principais do modelo ECM apresentado são apresentados na Tabela 9, sendo  $R^2$  é igual a 0.324, ou seja, aproximadamente 32,4 percentuais da variação do PIB é explicada pelo modelo, e um erro padrão residual de 0.0266,

Tabela 2.8: Resultados da Estimação do Modelo ARDL

Variável	Estimativa	Erro Padrão	t-valor	p-valor
<b>Intercepto</b>	0.025959	0.004943	5.252	8.25e-07 ***
<b>L(TXPIB, 1)</b>	0.632173	0.058653	10.778	<2e-16 ***
<b>TXDC</b>	0.028595	0.014582	1.961	0.0526 .
<b>TXELCF</b>	26.469223	4.449636	5.949	3.83e-08***
<b>L(TXELCF, 1)</b>	-24.718550	4.151002	-5.955	3.72e-08***

*Erro padrão residual: 0.0266 com 102 graus de liberdade. R<sup>2</sup>: 0.7293, R<sup>2</sup> ajustado: 0.7841. Estatística F: 97.25 com 4 e 102 graus de liberdade, p-valor: 2.2e-16*

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

que indica boa precisão nas previsões. A estatística F é igual a 12.22 ( $p < 0.001$ ), confirmando que o modelo é globalmente significativo.

No curto prazo, o coeficiente de  $L(\text{pib}, 1)$  (CointEq(-1)) é -0.3678, negativo e altamente significativo ( $p < 0.001$ ). Isso indica que, após um choque, 36,78 percentuais do desvio do equilíbrio de longo prazo é corrigido em cada período (mensal). A velocidade de ajuste é moderada, sugerindo que o sistema retorna ao equilíbrio de forma consistente, mas não instantaneamente. A variação contemporânea do estoque de capital físico  $d(\text{ELCF})$  apresenta um impacto positivo significativo (26.4692), indicando que aumentos no capital físico geram crescimento econômico imediato e relevante. As despesas correntes possuem impacto positivo (0.0286), mas com significância marginal ( $p = 0.0526$ ). Isso sugere que o efeito positivo é pequeno e dependente de outras condições.

Com relação aos impactos de longo prazo, o coeficiente de  $L(\text{ELCF}, 1)$ , igual a 1.7507, mostra que o estoque acumulado de capital físico tem um impacto positivo e significativo no longo prazo. Esse resultado reflete o papel central do capital físico como motor do crescimento sustentável. O modelo ECM fornece insights sobre a dinâmica econômica entre as variáveis analisadas. No curto prazo, o estoque líquido de capital físico é o principal determinante do crescimento, com um efeito substancial no PIB. Isso reforça a importância de investimentos contínuos em infraestrutura e bens de capital. As despesas correntes têm um impacto positivo, mas o efeito é limitado e marginalmente significativo. Isso sugere que, no curto prazo, esses gastos podem contribuir para o crescimento, mas não são determinantes.

Dessa forma, o modelo ECM ajustado fornece uma compreensão clara da interação entre o PIB, as despesas correntes e o estoque de capital físico. O termo de correção de erro confirma que há uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. No curto e longo prazo, o estoque de capital físico é o principal motor do crescimento econômico, enquanto as despesas correntes têm um impacto mais limitado e circunstancial. A economia corrige desvios do equilíbrio de forma consistente, mas moderada, com 36,78 percentuais de correção por período.

### Resíduos

A análise de resíduos é necessária para verificar a confiabilidade dos resultados estimados pelo modelo. Os testes realizados foram Breusch-Godfrey para correlação serial, Studentized Breusch-Pagan Test para homocedasticidade e Shapiro-Wilk *Normality Test* afim de verificar a adequação dos pressupostos do modelo linear - ausência de autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos. A Tabela 10 apresenta o resumo dos resultados e a hipótese nula referente a cada teste. O teste Breusch-Godfrey apresentou um valor-p igual a 0.7566, indicando ausência de autocorrelação serial nos resíduos. O teste Breusch-Pagan apresentou um valor-p igual

Tabela 2.9: Resultados da Estimação do Modelo ECM

Variável	Estimativa	Erro Padrão	t-valor	p-valor
<b>Intercepto</b>	0.025959	0.004943	5.252	8.25e-07 ***
<b>L(TXPIB, 1)</b>	-0.367827	0.058653	-6.271	8.73e-09 ***
<b>TXDC</b>	0.028595	0.014582	1.961	0.05261 .
<b>L(TXELCF, 1)</b>	1.750673	0.544298	3.216	0.00174 **
<b>d(TXELCF)</b>	26.469223	4.449636	5.949	3.83e-08***

*Erro padrão residual: 0.0266 com 102 graus de liberdade.  $R^2$  múltiplo: 0.324,  $R^2$  ajustado: 0.2975. Estatística F: 12.22 com 4 e 102 graus de liberdade, p-valor: 3.733e-08*

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

a 0.7577, sugerindo homocedasticidade, ou seja, variância constante dos resíduos. Por fim, o teste Shapiro-Wilk apresentou um valor-p igual a 0.6119, confirmando que os resíduos seguem uma distribuição normal. Portanto, os resultados são consistentes com um modelo robusto.

Tabela 2.10: Testes Diagnósticos de Resíduos do Modelo ARDL

Teste	p-valor	Hipótese Nula
Breusch-Godfrey	0.7566	Não há autocorrelação serial nos resíduos
Studentized Breusch-Pagan Test	0.7577	Os resíduos são homocedásticos
Shapiro-Wilk Normality Test	0.6119	Os resíduos seguem uma distribuição normal

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

## 2.5 Considerações Finais

Este trabalho teve como objetivo investigar, através dos pressupostos de endogeneidade do capital humano no Modelo AK, utilizando a metodologia do Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL), as relações dinâmicas entre capital humano e crescimento econômico no período de 2014 a 2023.

A importância do tema está relacionada ao entendimento da relevância do investimento em educação para o crescimento de um país. Dessa forma, compreender como essa dinâmica ocorre justifica a necessidade de investimentos em educação, especialmente em países emergentes que possuem altas taxas de produtividade, dada a escassez de capital.

No curto prazo, os resultados do modelo ARDL indicam que o efeito do ELCF (estoque de capital físico) é significativo e positivo, com coeficiente estimado de 26,4692. Isso reforça a importância dos investimentos em infraestrutura e na capacidade produtiva para impulsionar a atividade econômica. Já as despesas correntes apresentam um efeito positivo, porém marginalmente significativo (p-valor = 0,0526), sugerindo o impacto sobre o crescimento econômico depende de outros fatores.

Por outro lado, no longo prazo, o modelo ECM revelou que o estoque acumulado de capital fixo (L(ELCF, 1)) é o principal determinante do crescimento, com coeficiente positivo e significativo de 1,7507. Esse resultado destaca o papel central do capital físico no desenvolvimento sustentável. O



termo de correção de erro, com coeficiente de  $-0,3678$ , indica que cerca de 36,78% dos desequilíbrios de curto prazo são corrigidos em cada período, o que demonstra uma velocidade moderada de ajuste ao equilíbrio de longo prazo.

Os testes de diagnóstico indicaram que o modelo estimado possui especificação adequada, com resíduos normais, homocedásticos e sem correlação serial, reforçando a robustez dos resultados obtidos. A validação da cointegração entre as variáveis evidencia a importância de analisar as relações dinâmicas entre capital físico e crescimento econômico, considerando tanto os efeitos de curto prazo quanto os ajustes necessários para a consolidação de trajetórias sustentáveis no longo prazo.

O uso do modelo ARDL mostrou-se particularmente eficiente ao capturar as interações entre variáveis com diferentes níveis de integração e ao permitir a diferenciação clara entre os efeitos de curto e longo prazo. Essa abordagem metodológica é especialmente relevante para economias em desenvolvimento, como o Brasil, onde a instabilidade macroeconômica e a volatilidade da curva de juros podem dificultar a análise de relações dinâmicas.

Os resultados apresentados neste estudo reforçam a necessidade de políticas públicas voltadas ao estímulo de investimentos produtivos, com foco no capital físico, para sustentar o crescimento econômico e promover o equilíbrio de longo prazo. A análise realizada por meio do modelo ARDL demonstrou que o estoque líquido de capital físico (ELCF) exerce um papel central no impulso ao PIB, tanto em efeitos contemporâneos quanto nas interações de longo prazo.

A despesa corrente, utilizado como *proxy* para o investimento em capital humano, embora de menor impacto relativo, também se mostra relevante como elemento de estímulo ao crescimento econômico, ainda que os efeitos sejam mais limitados. Esse resultado pode ser compreendido a partir de algumas características intrínsecas ao investimento em capital humano e às especificidades do contexto brasileiro.

Primeiro, o efeito do investimento em educação geralmente ocorre no longo prazo e pode não ser imediatamente perceptível nos dados econômicos, especialmente em períodos de curto a médio prazo como o analisado neste estudo. A literatura aponta como os efeitos do aumento nos gastos em educação podem ser mais evidentes no longo prazo, uma vez que a efetividade dos investimentos depende de outros fatores, como a qualidade do ensino e a formação prática dos estudantes. Portanto, a educação, por si só, pode não ter um efeito imediato sobre o crescimento econômico, sendo necessário um ambiente institucional e político favorável à melhoria contínua da qualidade educacional.

Segundo, apesar dos esforços de investimento, o Brasil ainda enfrenta lacunas estruturais, como baixa qualidade do ensino básico e médio e dificuldade de integração do sistema educacional às demandas do mercado de trabalho. Dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (INEP) indicam que, apesar dos altos investimentos públicos, as taxas de desempenho em avaliações internacionais, como o Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA), continuam abaixo da média dos países da OCDE, evidenciando falhas na aplicação dos recursos em áreas essenciais, como formação de professores e infraestrutura educacional. Isso reduz a capacidade do investimento em educação de gerar retornos imediatos em termos de crescimento econômico.

Por último, como evidência a literatura, a medição de capital humano é um desafio e não há um consenso em qual seria a *proxy* ideal, uma vez que variáveis como gastos em educação, taxas de matrícula ou anos de estudo não capturam plenamente a complexidade desse conceito, que envolve também habilidades adquiridas, qualidade do ensino e aprendizado efetivo.

Para discussões futuras cabe aplicar um modelo com incorporação de variáveis adicionais, como taxas de juros, inflação, indicadores de produtividade, para ampliar a compreensão das dinâmicas de crescimento econômico no Brasil e também outras variáveis de controle como número de

---

matriculados por ensino médio, dados de gastos em saúde, pois como a literatura aponta, não existe uma *proxy* específica para capital humano (DIMOV; SHEPHERD, 2005; PENNINGS et al., 1998; WÖSSMANN, 2003), mas sim diversas tentativas de captar da melhor forma dos componentes.



A close-up photograph of a metallic, reflective globe. A large portion of the globe's surface is cut out to reveal a map of South America. The globe is highly polished and reflects the surrounding environment, which includes a bright blue sky, green foliage, and a paved path. The cutout in the globe is held together by several small screws. The background is a blurred green landscape with trees and a path, suggesting an outdoor setting.

### 3. Crescimento Econômico na América do Sul

# Crescimento Econômico de países da América do Sul entre 1990 e 2023: Uma análise da influência do Investimento em Infraestrutura, Abertura Comercial e Capital Humano

Bruna Amaral Lanzillotti Barreto  
Felipe Cardoso Wilhelm da Costa  
Daiane Rodrigues dos Santos

## Resumo

A partir dos anos 1950-60 o crescimento e desenvolvimento dos países do Sul Global se tornou objeto cada vez mais frequente de discussões multilaterais e acadêmicas. Fatores como Investimento em Infraestrutura, qualidade do Capital Humano e Abertura Comercial tem sido reconhecidos pela literatura como alguns dos influenciadores mais importantes sobre o crescimento de um país. O presente artigo apresenta uma combinação de análise de literatura e análise econométrica de dados em painel considerando 08 economias da América do Sul — Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru e Uruguai — no período de 1990 a 2023 que colocou essa hipótese em teste. Os resultados mostram que todos os fatores analisados têm impacto positivo sobre o Crescimento Econômico do PIB *per capita*, com destaque para o Investimento em Infraestrutura que apresentou o maior efeito marginal, e o volume de Exportações, cujo efeito é cerca de duas vezes maior que o das Importações.

**Palavras-chave:** Crescimento Econômico, países em desenvolvimento, dados em painel, América do Sul.

## 3.1 Introdução

O PIB *per capita* global foi de cerca de 15 mil dólares em média entre 2019 e 2023, de acordo com dados do Banco Mundial<sup>1</sup>. Cerca de 78% dos países estão abaixo dessa média e reúnem 85% da população mundial. Essa concentração de renda, reflexo do processo histórico de formação das economias modernas, passou a ser objeto de pesquisas multilaterais e acadêmicas com mais ênfase a partir dos anos 1950-60, em um esforço de colaboração para que esses países pudessem reduzir a pobreza e passassem a desfrutar de melhores níveis de qualidade de vida (NASCIMENTO, 2012).

Na América Latina o percentual é ainda mais expressivo: 98,8% da população vive em países cujo PIB *per capita* está abaixo da média global. Ao longo do século XX a região passou diferentes modelos de desenvolvimento, desde uma Industrialização por Substituição de Importações entre os anos 30-70 até as mudanças de paradigma para processos de liberalização a partir da crise de endividamento nos anos 80 Thorp (1998). No século XXI, elementos como políticas redistributivas e a alta demanda global por commodities alavancaram fortemente o crescimento desses países até meados da segunda década, quando efeitos da crise de 2008-2009 levaram a desaceleração ou mesmo queda no desempenho do PIB *per capita* (JÚNIOR; BILBAO, 2017; SANTOS, 2015).

---

<sup>1</sup>(WORLD BANK GROUP, 2024)

Nas últimas décadas houve avanços no nível de integração regional, tanto financeira quanto comercial, com a criação de blocos como o Mercosul e a Aliança do Pacífico Júnior e Bilbao (2017) e Martins (2017). O nível de exposição dessas economias a impactos exteriores seguiu, entretanto, significativo, além de fortemente marcado pelo crescente protagonismo da China como um dos principais parceiros comerciais, em especial na América do Sul Ouriques (2015).

Apesar dos avanços socioeconômicos a partir dos anos 2000, altos índices de desigualdade e condições de vida ainda precárias para grande parte da população e a participação em mercados globais como fornecedora de bens primários ou de de baixo valor agregado persistem, bem como uma menor qualidade da educação Frankema (2009) e níveis de produtividade inferiores Ferreira et al. (2013) em comparação a países desenvolvidos. São justamente alguns desses pontos que o estudo aqui apresentado tomou como objeto de análise, com objetivo de entender sua influência no crescimento da região.

Alguns fatores têm sido amplamente reconhecidos na literatura como relevantes na promoção do crescimento e o desenvolvimento das economias, como o Capital Humano, os Investimentos em Infraestrutura e a Abertura Comercial, pensados desde perspectivas neoclássicas com a teoria do crescimento endógeno Barro (1991), Jr. Lucas Robert E. (1988) e Paul M. Romer (1990a) até abordagens mais estruturalistas como diferentes debates sobre política industrial Chang e Andreoni (2020) e Prebisch (2000).

Esses eixos, assim como a própria renda dos países – ou em função dela – apresentam uma disparidade significativa entre os países ditos desenvolvidos e os demais, colocando em questão se quais políticas voltadas para esses temas poderiam impactar positivamente o PIB *per capita*, uma vez que, como apontam Sacks et al. (2010), estudos sobre Crescimento Econômico tem facilitado a análise crítica das estratégias adotadas por diferentes países, permitindo identificar elementos que podem contribuir para o aumento da produtividade, a geração de empregos e a elevação do padrão de vida em contextos diversos.

Para oferecer uma pequena contribuição à essa discussão, o presente trabalho analisou o papel dessas variáveis sobre o PIB *per capita* de um grupo de economias latinas, com foco na América do Sul (Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru e Uruguai) no período de 1990 a 2023, anos marcados por uma aparente dicotomia política e econômica na região, que passou tanto por fortes processos de liberalização quanto pelo fortalecimento do Estado como promotor do desenvolvimento. Esse exercício foi realizado por meio de um modelo econométrico de regressão com dados em painel, elaborado a partir de séries da base de Indicadores de Desenvolvimento Global do Banco Mundial World Bank Group (2024). Foi avaliado o uso de um modelo de Efeitos Fixos e um de Efeitos Aleatórios, com a definição do mais adequado aos dados através do teste de Hausman.

Os resultados foram significativos para todas as variáveis e mostraram que todos os fatores têm impacto positivo sobre o Crescimento Econômico, com destaque para o Investimento em Infraestrutura que apresentou o maior efeito marginal, e a Abertura Comercial pelo volume de Exportações, que apresentou quase que o dobro do impacto das Importações em relação ao PIB *per capita*, apontando para uma diferença nos resultados alcançados de acordo com o tipo de participação feita pelos países nos mercados globais.

O presente artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. A Seção 3.2 apresenta o referencial teórico, no qual é apresentada uma análise bibliométrica e uma breve revisão da literatura sobre as interações entre Crescimento Econômico, Investimento em Infraestrutura, Abertura Comercial e Capital Humano. A Seção 3.3 detalha a metodologia adotada, com ênfase na definição do painel de dados e na construção do modelo de regressão. Na Seção 3.4 são apresentados os principais achados da pesquisa, enquanto a Seção 3.5 oferece as conclusões do estudo e suas implicações para futuras investigações.



## 3.2 Referencial Teórico

O referencial teórico aqui apresentado está dividido em dois eixos principais: uma análise bibliométrica do tema e uma breve revisão literária das variáveis explicativas abordadas no modelo. Dessa forma, após apresentar a abrangência histórica e territorial da produção acadêmica, foram apresentadas algumas das discussões chave que perpassam as análises que relacionam a o Capital Humano, Abertura Comercial e Investimento em Infraestrutura com o Crescimento Econômico.

### 3.2.1 Bibliometria

Os estudo bibliométrico é uma ferramenta de análise quantitativa do volume de publicações em uma área ou tema determinados. Ele é bastante útil para viabilizar análises em grande volume e em escala global Haustein e Larivire (2015). Dessa forma, foi realizada uma análise bibliométrica básica – aquela que toma o volume de publicações e citações como métricas do impacto da produção acadêmica dentro da comunidade científica (*ibid.*). O tema alvo foi o Crescimento Econômico em Países em Desenvolvimento<sup>2</sup>, uma das principais chaves do estudo apresentado no presente artigo.

Para tanto, foi utilizado o software R-Project e o pacote Bibliometrix para análise de dados das bases *Scopus* e *Web of Science*, coletados em setembro de 2024. Em paralelo, foi feito um levantamento da produção disponível no Scielo, para abranger mais material produzido na América Latina. As chaves de busca foram três combinações de expressões: “Crescimento Econômico” e “Países em Desenvolvimento” ou “Países Emergentes” ou “Sul Global”<sup>3</sup>, refinadas pelo idioma (Inglês, Espanhol ou Português) e tipo (artigo) de produção. Retiradas duplicatas entre as bases, a busca resultou em 8.201 documentos envolvendo mais de 15.266 autores.

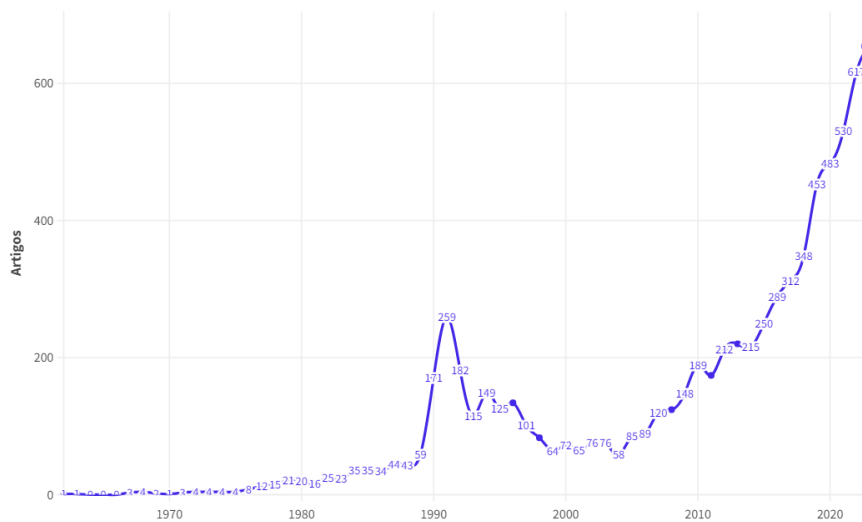
Os 8.201 artigos foram publicados entre 1962 e 2024, com uma explosão de produções no início dos anos 1990, chegando a um aumento de mais de 300% na primeira metade da década (Figura 3.1). No início dos anos 2000 houve um novo movimento de crescimento que vem se sustentando a uma média expressiva de 11% ao ano.

---

<sup>2</sup>Para realizar essa análise, tomou-se como base a noção de Países em Desenvolvimento a considerando uma dentre várias expressões que buscam agrupar países que passaram por processos de industrialização e se desenvolveram economicamente, mas não alcançam os mesmos níveis de renda ou qualidade de vida dos ditos “países desenvolvidos”. Esse grupo já foi nomeado com diversos conceitos político-acadêmicos como “terceiro mundo”, “países emergentes”, “subdesenvolvidos” ou, mais recentemente, “sul global”. Aqui será adotado “países em desenvolvimento” que, como as demais expressões, carrega algumas incompletudes, mas é majoritariamente adotado pela literatura do tema, conforme identificado na análise bibliométrica detalhada a frente.

<sup>3</sup>Em todos os casos, os termos foram incluídos em Português, Espanhol e Inglês no intuito de encontrar uma maior diversidade de abordagens teóricas e nacionalidades.

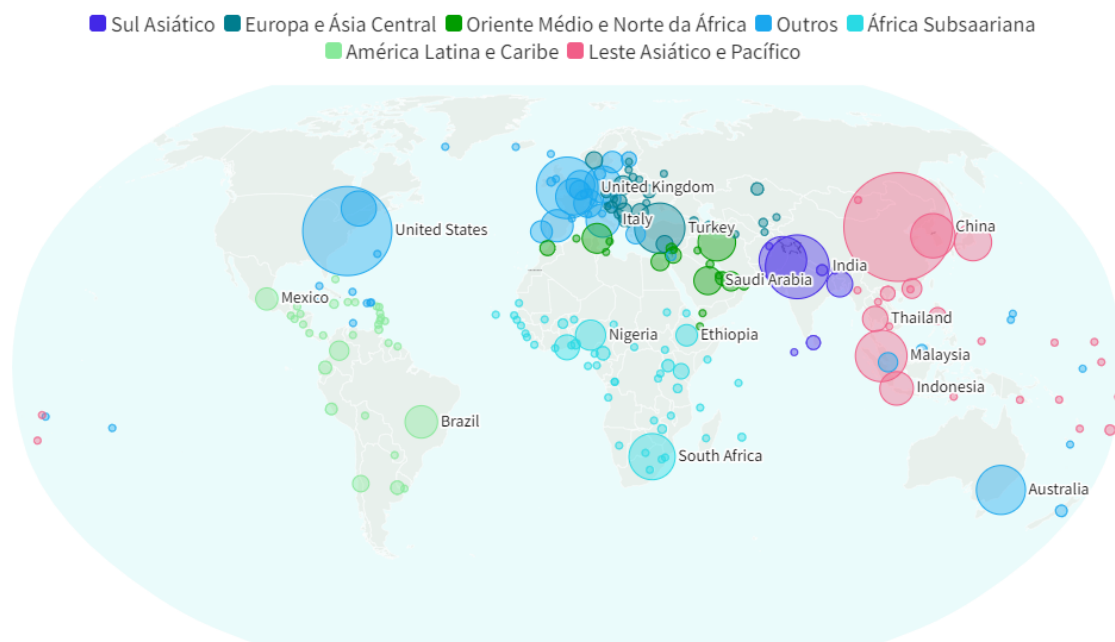
Figura 3.1: Volume de pesquisas publicadas por ano. Palavras chaves: Crescimento Econômico e Países em Desenvolvimento.



Fonte: Elaboração própria com base em estudo bibliométrico. Coleta em setembro de 2024.

Em relação ao aspecto geográfico das produções, o tema se mostrou de relevância global, com publicações em todos os continentes. Houve uma presença maior de autores correspondentes da China, Estados Unidos da América (EUA), Índia, Reino Unido, Malásia, Turquia e Austrália, que somaram 49,2% dos artigos - o que é coerente com um volume maior de produção científica nesses países de maneira geral. Já o Brasil apareceu na 18ª posição com 1,5% (Vide Figura 3.2). É válido mencionar que nesse caso a análise é amostral, uma vez que apenas 59% dos artigos possuíam essa informação disponível.

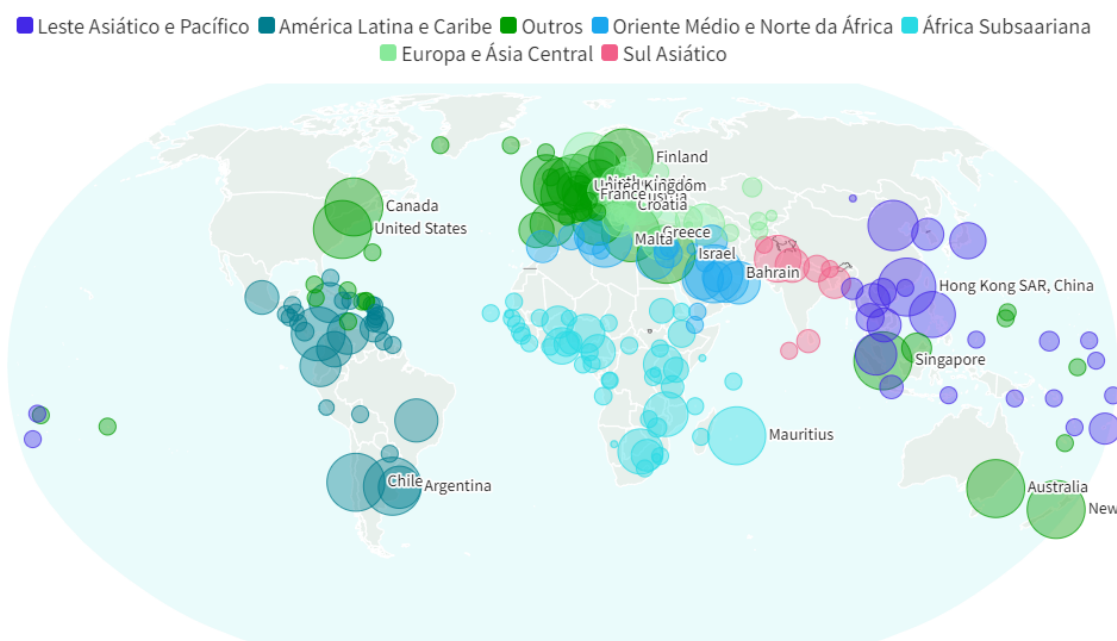
Figura 3.2: Volume de pesquisas publicadas. Palavras chaves: Crescimento Econômico e Países em Desenvolvimento.



Fonte: Elaboração própria com base em estudo bibliométrico. Regionalização do Banco Mundial.

Quando a média de citações é observada, a concentração por países se tornou significativamente menor com EUA e China, que se destacam isolados no volume de publicações, passaram para um patamar semelhante a um grande número de países, em especial os da Europa e alguns do Leste Asiático e América Latina e Caribe. (Vide Figura 3.3). Entretanto, acerca da média de citações, é relevante observar considerações como as de Haustein e Larivire (2015) e de Longo (2009) que apontam para necessidade de usar esses indicadores com parcimônia, já que características como originalidade, interdisciplinaridade e inovação da produção científica podem ficar escondidas atrás da análise simples do volume de citações.

Figura 3.3: Média de citações por país. Palavras chaves: Crescimento Econômico e Países em Desenvolvimento.



Fonte: Elaboração própria com base em estudo bibliométrico. Regionalização do Banco Mundial.

De forma geral, destacam-se nessa análise bibliométrica o *boom* de publicações nos anos 90 e o crescimento que vem se sustentando desde meados dos anos 2000. Além disso a ampla dispersão geográfica que aponta para o interesse global sobre Crescimento Econômico nesse conjunto de países. A bibliometria foi útil também para apoiar o processo de revisão bibliográfica, fornecendo uma organização sistemática de parte significativa da literatura disponível sobre o assunto.

### 3.2.2 Investimento em Infraestrutura e Crescimento Econômico

A relação do Investimento em Infraestrutura e Crescimento Econômico é amplamente reconhecida, diversos modelos e teorias econômicas examinam essa relação e consideram que investimento em formação bruta de capital fixo (FBCF) é um dos pilares do Crescimento Econômico tanto no curto quanto no longo prazo. Apesar de mais consensual quando o assunto é sua relevância no Crescimento e Desenvolvimento Econômico, a forma como esse investimento deve ser levado a cabo é um ponto de discussão. Abaixo são apresentadas algumas abordagens, com atenção a alguns estudos de caso em diferentes países e regiões.

Rosenstein-Rodan (1943), a partir da sua teoria do “*big push*”, postula que países subdesenvolvidos ou em desenvolvimento necessitam de investimentos maciços e coordenados em várias áreas da economia, sobretudo em bens de infraestrutura como máquinas, equipamentos e transporte para superar barreiras estruturais ao crescimento.

Aschauer (1989) argumentou que gastos públicos em infraestrutura teriam forte poder explicativo sobre o Crescimento Econômico, ao contribuir diretamente para o aumento da produtividade do trabalho e do capital, e ao reduzir os custos de produção e facilitar o comércio. A partir da experiência dos Estados Unidos, o autor utilizou dados temporais agregados para estimar o impacto dos gastos públicos em infraestrutura sobre a produtividade total dos fatores (PTF), que reflete o Crescimento Econômico, e conclui que investimentos insuficientes em infraestrutura durante as décadas de 1970 e 1980 foram uma das principais causas da desaceleração acentuada da produtividade no país norte americano.

De acordo com Barro (1990), Investimentos em Infraestrutura não apenas aumentam a produtividade de setores específicos, mas também criam externalidades positivas que beneficiam toda a economia. Estradas, ferrovias, sistemas de energia e telecomunicações reduzem custos de transação, aumentam a integração de mercados e ampliam o acesso a bens e serviços. Seguindo essa linha, Mamatzakis (2007) analisa o efeito da infraestrutura pública na produtividade e nos insumos adquiridos pelo setor privado da indústria na Grécia. Os resultados obtidos indicam que a infraestrutura pública economiza custos e aumenta a demanda por capital privado, embora exista alguma variação nas estimativas entre as indústrias e ao longo do tempo.

A partir de uma especificação de função de custo flexível usada para estimar o impacto da produtividade da infraestrutura pública em um nível de indústria desagregada, e utilizando-se da metodologia de mínimos quadrados iterados de três estágios, o autor inferiu que a infraestrutura pública exibe um efeito produtivo e significativo, embora varie entre as indústrias e ao longo do tempo. Além disso, a infraestrutura pública teve um impacto positivo no capital privado para nove das vinte indústrias observadas de forma desagregada, enquanto há fortes evidências de uma relação de substituição entre infraestrutura e mão de obra. Com base nessas descobertas, o autor considerou que a redução do investimento público no final dos anos setenta e oitenta também teve influência na queda do desempenho observado da indústria grega.

Mais especificamente, Tian e Li (2019) examinaram como a construção de infraestrutura afetou a economia e o desenvolvimento ao longo do “Cinturão da rota da seda” entre os países do sudeste asiático. Os autores mostraram que a construção de infraestrutura promoveu o Crescimento Econômico e o crescimento da produção *per capita*, ao mesmo tempo que melhorou a distribuição de renda dos residentes da região. Mais que isso, de forma desagregada, sabendo que as economias ao longo do “Cinturão” se encontram em diferentes estados de desenvolvimento, os efeitos da construção de infraestrutura no desenvolvimento econômico foi heterogêneo de modo que países em desenvolvimento aumentaram substancialmente mais seu crescimento da produção e da produção *per capita* que os já desenvolvidos.

Vale destacar que na abordagem mais clássica de mudanças tecnológicas endógenas de Paul M. Romer (1990b), o autor destacou como a modernização da infraestrutura pode estimular a inovação tecnológica e a acumulação de Capital Humano. Assim, a interação entre Investimentos em Infraestrutura e progresso tecnológico poderia resultar em ganhos sustentáveis de produtividade total dos fatores, como um vetor de Crescimento Econômico.

Nesse sentido, Edo e Oigiangbe (2024) investigaram os efeitos diretos e interativos de Investimentos em Infraestrutura e qualidade institucional como fatores no Crescimento Econômico na África Subsaariana. A partir da metodologia econométrica do método generalizado dos momentos (GMM) os autores inferiram que o desenvolvimento da infraestrutura foi positivo e significativo ao Crescimento Econômico, já os resultados da qualidade institucional apesar de não significativo ao modelo, tiveram relação positiva direta com o Investimento em Infraestrutura.

Atolia et al. (2021), também analisam essa relação entre infraestrutura, qualidade institucional e crescimento, de modo que consideram que no curto prazo as instituições tendem a investir mais em infraestrutura (estradas) do que em Capital Humano (educação). Os autores argumentam que o ritmo diferente no qual estradas e escolas contribuem para o Crescimento Econômico é central para essa decisão de alocação ótima. A dinâmica combinada de custos fiscais de investimentos

antecipados e um acúmulo lento de benefícios de crescimento do investimento em escolas — embora maior no longo prazo — não se encaixa bem com um regime macro-fiscal com impostos distorcidos e dívida governamental. Além dessas preocupações genuínas, para os autores, uma clara miopia dos formuladores de políticas acaba sendo uma explicação poderosa para as menores participações observadas de escolas na margem.

No entanto, vale destacar que no longo prazo nem sempre essa relação é amplamente encontrada. Robert M. Solow (1956b) em seu modelo neoclássico de Crescimento Econômico, considerava que o acúmulo de capital é um dos determinantes do crescimento no curto prazo, no entanto no longo prazo o progresso técnico assume papel predominante. Mussolini e Teles (2014) aplicam um método mais robusto a partir da co-integração de Johansen <sup>4</sup> e da co-integração em dois estágios (quebras estruturais) baseado em Lutkephol et al. <sup>5</sup> para países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México), de forma a investigar se a simultaneidade da queda dos Investimentos em Infraestrutura e a redução da produtividade total dos fatores verificadas desde a década de 1970 possuíam uma relação direta de longo prazo.

Os autores inferiram que a partir do teste de Johansen há uma relação de co-integração positiva entre infraestrutura e crescimento da produtividade para todos os países, no entanto quando o teste de dois estágios que considera quebras estruturais foi conduzido, obtiveram resultados diferentes. No caso brasileiro, não foi encontrada tal co-integração de longo prazo. Já nos casos argentino e mexicano essa relação fora encontradas apenas quando se considerou investimentos específicos ao setor de telecomunicações, energia e estradas. No caso chileno as medidas seguiram o rumo do primeiro teste. Dessa forma os autores consideraram que não se pode concluir que há uma relação estável de longo prazo entre Investimentos em Infraestrutura refletidos pela FBCF e Crescimento Econômico refletido pela PTF.

Assim, seja de forma direta ou indireta, no curto ou no longo prazo, fica evidente que a relação entre Investimentos em Infraestrutura a partir da FBCF e Crescimento Econômico é válida, relacionada e importante para a economia dos países.

### 3.2.3 Abertura Comercial e Crescimento Econômico

A literatura que relaciona Abertura Comercial e Crescimento Econômico é diversa e altamente debatida, com perspectivas que defendem tanto uma abertura com perfil mais irrestrito prevendo um impacto positivo no PIB e na renda, quanto uma participação em Mercados Globais de maneira mais protegida. Há ainda uma gama de teóricos que acredita que essa relação não é tão benéfica, podendo até gerar impacto negativo. Nessa subseção algumas dessas abordagens é brevemente apresentada.

Para Lee (1993) a política comercial gera divergências entre países nas taxas de crescimento da renda *per capita*. Em um modelo neoclássico de uma economia aberta em que a produção doméstica requer insumos domésticos e importados, distorções comerciais causadas por políticas governamentais de tarifas e controles cambiais reduzem as taxas de crescimento significativamente ao longo de um longo período de transição porque impedem o fornecimento de insumos importados, diminuindo assim a produtividade da acumulação de capital. O autor considerava que distorções comerciais são mais prejudiciais em um país que importaria relativamente mais sob um regime de livre comércio: portanto uma política de livre comércio é mais importante em um país pequeno e escasso em recursos do que em um país grande e rico em recursos.

Além disso, considerava que as distorções reduzem substancialmente a produtividade marginal do capital, fazendo com que o capital flua de países de baixa renda altamente distorcidos para países

<sup>4</sup>Ver mais em: Johansen, S. (1988). “Statistical analysis of cointegration vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12

<sup>5</sup>Ver mais em : Lutkephol, H., Saikkonen, P. and Trenkler, C. (2003), “Comparison of tests for the cointegrating rank of a VAR process with structural shift”, Journal of Econometric, Vol. 113, pp. 201-29.

de alta renda com baixas distorções. Os resultados empíricos identificados pelo autor confirmaram que as tarifas, interagindo com a estimativa de importações de livre comércio, têm efeitos negativos na taxa de crescimento da renda *per capita* entre países nos tamanhos previstos pelo modelo. Políticas comerciais restritivas e controles cambiais tornaram as taxas de crescimento e o bem-estar econômico significativamente menor.

Outro estudo da mesma época, de Sturgeon et al. (2013), apontou que no caso dos países em desenvolvimento, o comércio internacional mais aberto, maiores investimentos estrangeiros e fluxos de conhecimento podem fornecer mecanismos que estimulam o rápido aprendizado, a inovação e o *upgrading* tecnológico da indústria nacional. O argumento do autor é que as cadeias globais de valor (CGV) podem proporcionar às empresas locais a abertura novos mercados e criar oportunidades para a rápida aprendizagem tecnológica e a aquisição de conhecimentos por meio do acesso a sistemas de controle de qualidade e de padrões de negócios globais dominantes.

Na mesma perspectiva, Frankel e Romer (1996) estimaram o impacto da intensidade de comércio – o tomando como a soma de exportações e importações em relação ao PIB – no nível de renda *per capita*, levando em consideração o problema de endogeneidade entre renda e Abertura Comercial. Os autores criaram uma variável instrumental baseada na intensidade de comércio prevista pelas características geográficas dos países. Com este instrumento, estimaram o impacto da intensidade de comércio sobre o nível de renda *per capita*, concluindo que o impacto da abertura é positivo e significativo.

Por outro lado, Young (1991) apresentou uma perspectiva de que a Abertura Comercial em países menos desenvolvidos os faz experimentar taxas de progresso técnico e crescimento menores que os mais desenvolvidos quando se abrem ao comércio exterior. A menos que a população do país menos desenvolvido seja de várias ordens de magnitude maior do que a do mais desenvolvido e a lacuna técnica inicial entre as duas economias não seja grande, o país menos desenvolvido não será capaz de alcançar seu parceiro comercial, de modo que experimenta perdas dinâmicas do comércio.

Já Yanikkaya (2003) apresentou a relação entre Abertura Comercial e crescimento como dependente da metodologia e as médias consideradas na definição do conceito. Quando composta por medidas de volume de comércio, ou seja, exportação e importação em relação ao PIB, haverá relação positiva com o crescimento devido à hipótese de que o comércio o promove por meio de vários canais, como transferências de tecnologia, economias de escala e vantagem comparativa.

Argumentou ainda que, em certos contextos, as barreiras podem promover o crescimento ao proteger indústrias nascentes e permitir uma melhor alocação de recursos. Seu estudo sugere que países em desenvolvimento podem, sob certas condições, se beneficiar de políticas comerciais mais restritivas, quando elas incentivam a industrialização e o desenvolvimento de setores com vantagens comparativas ou externalidades positivas.

O autor mostrou ainda que barreiras comerciais são positivamente e, na maioria das especificações, significativamente associadas ao crescimento se Abertura Comercial for composta de medidas de barreiras comerciais que incluem taxas médias de tarifas, impostos de exportação, impostos totais sobre comércio internacional e índices de barreiras não tarifárias, especialmente para países em desenvolvimento. Uma das explicações para a existência de uma relação positiva e forte entre barreiras comerciais e crescimento seria que, se as tarifas causam uma realocação de recursos produtivos para os bens nos quais um país tem vantagem comparativa, então elas provavelmente afetarão o crescimento positivamente.

Veiga e Rios (2015), analisando a inserção em cadeias globais de valor, apontam que a abertura e fragmentação internacional da produção abriria espaço para que pequenas economias capturassem etapas ou tarefas produtivas específicas, viabilizando uma “via rápida” para a industrialização e para o crescimento desses países. Isso configuraria uma estratégia de industrialização combinada à maior abertura da economia e inserção internacional, em contraposição às políticas de substituição de importações que buscavam promover a implantação de parques industriais integrados nas economias

em desenvolvimento. Assim, para países com economias menores, a conexão a cadeias globais de valor pode ser um objetivo em si, sem requerer maiores considerações sobre a qualidade desta conexão.

No entanto, a questão se torna mais complexa no caso da discussão acerca dos benefícios da integração à Abertura Comercial por economias em desenvolvimento com um grau intermediário de industrialização e que já contam com parques industriais relativamente sofisticados e diversificados, como é o caso brasileiro, por exemplo. Para esses países, uma abertura incondicional ao comércio internacional poderia apresentar riscos como o aumento da dependência em relação às estratégias de empresas multinacionais líderes das cadeias e a especialização em etapas menos valorizadas das cadeias de valor.

Trazendo uma perspectiva na esfera das empresas, Lüthje (2002) analisa que a Abertura Comercial pode criar barreiras à aprendizagem e levar ao desenvolvimento desigual no longo prazo, mesmo quando desencadeiam rápido desenvolvimento industrial e modernização, por causa das disjunções geográficas e organizacionais que muitas vezes podem existir entre inovação e produção. Segundo o autor, há evidências consideráveis de que os maiores lucros reverterem, por um lado, para as “empresas líderes” na cadeia de valor. Ao mesmo tempo, os fabricantes por contrato e os prestadores de serviços de terceirização de processos de negócios tendem a angariar menores fluxos de lucros e podem nunca desenvolver a autonomia e as capacitações necessárias para desenvolver e comercializar produtos de marca própria.

Nessa mesma linha, Susan Elizabeth Martins Cesar de Oliveira (2015) ressaltou que há uma série de desafios ou impactos negativos que podem ser enfrentados pelos países em desenvolvimento ao aderirem à Abertura Comercial na perspectiva da atuação de multinacionais. A autora destacou que grande parte do valor agregado *per capita* nesses países é gerada por subsidiárias de multinacionais, o que pode levar a uma pequena “captura” desse valor pela economia de seus países de origem, considerando que as mesmas tendem a repatriar seus lucros. Ainda empresas que desenvolvem tarefas rotineiras de montagem e fornecem serviços simples dentro das cadeias globais de valor no comércio internacional, ganham menos, pagam menos aos seus trabalhadores e são mais vulneráveis aos ciclos de negócios, inclusive por serem obrigadas a sustentar empregos em larga escala e elevado montante de capital fixo.

Por outro lado, de acordo com Chen, Zhang et al. (2022), em um mundo contemporâneo, a Abertura Comercial pode facilitar a alocação eficiente de recursos e aumentar o acesso a tecnologias estrangeiras avançadas. Seu estudo analisou a Abertura Comercial, o Crescimento Econômico e a intensidade energética na China. Nele os autores revelaram que, enquanto o Crescimento Econômico tem um impacto mais pronunciado na redução da intensidade energética, o comércio exterior também exerce influência, principalmente através das exportações, que promovem a difusão de tecnologia e o intercâmbio de conhecimento, elementos essenciais para a modernização das indústrias locais e a redução do consumo de energia.

O trabalho de Kuc-Czarnecka et al. (2021) avaliou os impactos da Abertura Comercial a partir da adesão dos países da Europa Central e Oriental (CEE) à União Europeia em especial entre 2004-2007 e como essa integração afetou o desenvolvimento econômico desses países, destacando assimetrias comerciais e desindustrialização causadas. Diferente das expectativas de convergência econômica, muitos países da CEE enfrentaram desafios como a migração de mão de obra barata e pressão sobre os salários, de forma semelhante a experiências na América Latina após choques de livre comércio. A análise dos autores sugere que uma integração rápida e com perfil desigual pode ter causado benefícios distribuídos desigualmente que poderiam eventualmente ter sido evitados por abordagens mais graduais e adaptadas às realidades locais.



### 3.2.4 Capital Humano e Crescimento Econômico

Diversos modelos teóricos e empíricos evidenciando a relação entre o investimento em educação, capacitação e o desempenho econômico. A literatura macroeconômica aborda essa conexão, destacando que, embora os investimentos em educação e treinamento frequentemente se relacionam com o aumento do PIB *per capita*, estabelecer uma relação causal direta continua sendo um desafio. Estudos mostram que a melhoria da qualidade da força de trabalho, através de qualificações e habilidades, pode impulsionar a produtividade e, conseqüentemente, o crescimento econômico, embora a relação nem sempre seja linear. Além disso, pesquisas sobre a taxa de retorno social e privada do investimento em educação indicam que os benefícios econômicos desses investimentos não se limitam ao indivíduo, mas se estendem à sociedade como um todo (. Embora existam desafios na quantificação precisa dessa relação, a evidência empírica sugere que o capital humano é um fator fundamental para o aumento da competitividade e do desempenho econômico tanto em nível micro (organizações) quanto macro (países). A contribuição do capital humano, portanto, se reflete não apenas no aumento da produtividade individual, mas também em ganhos sociais amplos, incluindo melhorias em saúde, expectativa de vida e redução de desigualdades econômicas.

A revisão de literatura de Viana e Lima (2010) apresentou linhas gerais das reflexões dos pensadores considerados precursores dos estudos sobre a influencia do Capital Humano no Crescimento Econômico. São trabalhos que defendem correlações entre o investimento em qualificação dos trabalhadores e aumento do nível de escolaridade e ganhos de produtividade, levando conseqüentemente a um crescimento da economia. Uma das análises apresentadas mais extensamente é a de Schultz, que aponta para a educação como fator de elevação da renda e da produtividade dos trabalhadores. É também apresentada uma perspectiva do investimento em Capital Humano como uma possibilidade de desenvolvimento regional com ações geograficamente focadas.

A literatura neoclássica sobre o crescimento endógeno aponta o Capital Humano como motor primário do Crescimento Econômico. Em Paul M. Romer (1990a) aparece como ponto fundamental para a inovação tecnológica que impulsiona o crescimento. Jr. Lucas Robert E. (1988) trabalha a ideia de retornos crescentes do Capital Humano, acumulado por meio de educação e aprendizado. Barro (1991), a partir de dados empíricos, analisa como o Capital Humano, medido por níveis de educação, fomentou positivamente taxas de Crescimento Econômico.

Em uma perspectiva mais recente e empírica, Wes et al. (2015) apontou que apesar de ser intuitivamente razoável pensar na relação entre educação e desenvolvimento econômico a evidência empírica não é clara a depender das variáveis consideradas. Em sua revisão de literatura sobre gastos em educação e qualidade da força de trabalho como determinantes do crescimento, indicaram a diversidade das correlações encontradas em diferentes trabalhos sobre o tema e discutiram as métricas que melhor podem representar o impacto da qualificação dos trabalhadores em indicadores de Crescimento Econômico. Apontam para fragilidades do uso do gasto em educação como métrica porque, segundo os autores, a qualidade do investimento em educação podem impedir que um determinado gasto reflita em crescimento. Dessa forma, o nível de escolaridade seria uma melhor maneira de identificar essa relação.

Além disso, Wes et al. (2015) apresentaram uma discussão sobre a capacidade atual do aumento da obtenção de títulos de conclusão do Ensino Médio desdobrar em maior geração de postos de trabalho – que é uma das métricas de crescimento considerada na pesquisa. Segundo a pesquisa, a obtenção de diplomas de graduação apresentam a uma maior correção com o aumento dos postos de trabalho. É importante ressaltar que o trabalho em questão faz uma análise estadual nos Estados Unidos da América, uma realidade econômica diferente do grupo aqui avaliado. Entretanto, as conclusões e metodologia do trabalho são bastante robustas e apresentam elementos interessantes para observação em outros recortes.

Nistor et al. (2018) apresentaram a correlação entre o níveis de educação e o Crescimento Econômico de maneira indireta, através de uma análise da influência da educação na melhoria das

instituições. Considerando um painel com 21 países em desenvolvimento no período de 1995 a 2014 os autores aplicaram um estimado de GMM sistêmico e realizaram avaliações com diferentes variáveis institucionais. Dentre seus resultados, é interessante destacar a melhor experiência de crescimento identificada entre os países cujos governos fizeram maiores investimentos em educação de nível superior - convergindo com as considerações de Wes et al. (2015).

Vale destacar que alguns autores correlacionam investimentos em Capital Humano e Abertura Comercial na determinação do Crescimento Econômico. Mais especificamente, Chuang (2000), a partir da metodologia de representação de cointegração e correção de erros, testou a relação causal entre acumulação de Capital Humano a partir do ensino superior, exportações reais e Crescimento Econômico, usando dados relativos à economia de Taiwan entre o período de 1952 e 1995. Em seu artigo, o autor considerou que a acumulação de mão de obra qualificada é uma fonte importante para o crescimento de longo prazo de um país por ser capaz de exportar consistentemente bens refinados no competitivo mercado internacional. No entanto, não encontrou efeito direto das exportações sobre o crescimento, embora houvesse um canal, através da acumulação de Capital Humano qualificado, pelo qual as exportações afetam o Crescimento Econômico. De modo que a abertura do comércio cria oportunidades e aumenta a taxa de retorno sobre o investimento em Capital Humano, e isso, por sua vez, incentiva a acumulação local de mão de obra qualificada, o que reforça a competitividade no mercado internacional e alimenta o crescimento de longo prazo do país.

Chuang (2000) concluiu que a acumulação de Capital Humano fomenta o crescimento e estimula as exportações, e as exportações promovem o crescimento de longo prazo ao acelerar o processo de acumulação de Capital Humano, de modo a encontrar uma relação Granger-Causal<sup>6</sup> positiva significativa entre essas variáveis. Dessa forma, a relação causal entre crescimento de exportações, acumulação de Capital Humano e Crescimento Econômico apoia a teoria do crescimento baseada em Capital Humano e a hipótese de ser liderada pela exportação.

Seguindo essa linha, Gharsallah e Trabelsi (2024) examinam, a partir de uma relação não linear entre Capital Humano, Abertura Comercial e Crescimento Econômico, o efeito limiar do Capital Humano para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento no período de 1980–2020, considerando uma regressão de painel dinâmico com limite (threshold)<sup>7</sup> e estimada pelo método GMM em primeiras diferenças.<sup>8</sup> Os resultados empíricos do estudo mostraram um "ponto de corte" no nível de Capital Humano. Se em um determinado país ele estiver acima desse limite, a abertura ao comércio pode trazer benefícios para o Crescimento Econômico, se estiver abaixo pode ser prejudicial. Dessa forma, os efeitos de difusão tecnológica e transbordamento de conhecimento (*knowledge spillovers*) transferidos pela Abertura Comercial só poderiam ser absorvidos na presença de certo nível de Capital Humano.

Com base na literatura é importante destacar que o investimento em educação, saúde e desenvolvimento de habilidades é importante não apenas para a prosperidade individual, mas também para o desenvolvimento nacional a longo prazo. Além disso, a integração da tecnologia e da inovação, impulsionada principalmente por uma força de trabalho qualificada, tem se mostrado um fator chave para as melhorias de produtividade nas economias (Osiobe et al. (2019). Países que priorizam o desenvolvimento do capital humano, de acordo com os autores, tendem a apresentar taxas de crescimento mais rápidas, pois a educação e o desenvolvimento de habilidades estão diretamente correlacionados com uma maior capacidade de adaptação às mudanças tecnológicas e aos desafios econômicos globais. Essa dinâmica é especialmente evidente em nações onde existem sistemas

<sup>6</sup>Ver mais em: Granger, Clive W. J., "Some Recent Developments in the Concept of Causality," *Journal of Econometrics* 39 (1988):199–211.

<sup>7</sup>Essa metodologia identifica o ponto exato no qual a relação entre as variáveis mudam. Ver mais em: Seo, M., Shin, Y., 2016. Painéis dinâmicos com efeito limiar e endogeneidade. *J. Econom.* 169–186. ISSN 0304-4076.

<sup>8</sup>Essa é uma técnica robusta que controla endogeneidades comuns em dados de painel. Ver mais em: Seo, M., Kim, S. e Kim, Y. (2019) Estimativa do modelo de limite de painel dinâmico usando Stata. 19(3):685–697

educacionais de alta qualidade, que promovem um ambiente propício ao empreendedorismo, à inovação tecnológica e à vantagem competitiva. No entanto, como algumas pesquisas empíricas sugerem, a eficácia dos investimentos educacionais pode diminuir se não forem cuidadosamente gerenciados, especialmente em regiões em desenvolvimento onde a qualidade da educação pode não atender às demandas de um mercado global em constante evolução.

Ao longo das décadas, de acordo com KEJI (2021), a relação entre capital humano e crescimento econômico em países em desenvolvimento, como a Nigéria, tem sido debatida, especialmente considerando o impacto de investimentos em saúde e educação. Estudos recentes revelaram que investimentos consistentes no capital humano podem impulsionar o crescimento econômico a longo prazo, enquanto outras pesquisas, sugerem uma ausência de relação direta entre gastos governamentais em educação e crescimento econômico. Essa divergência de resultados aponta para a necessidade de abordagens metodológicas mais robustas e políticas mais direcionadas, como o aumento do orçamento para setores de educação e saúde e a reformulação de estratégias educacionais voltadas para estudos vocacionais e alinhados ao mercado de (KEJI (2021)).

### 3.3 Metodologia

O presente estudo foi baseado em dois esforços metodológicos principais: uma revisão de literatura precedida de análise bibliométrica do tema, apresentada na sessão anterior, e um estudo econométrico sobre a influência das variáveis em discussão no PIB *per capita* dos países observados.

Foi elaborado um painel de dados e submetido à análise de regressão considerando um modelo com Efeitos Fixos e um modelo com Efeitos Aleatórios, seguida da aplicação de teste estatístico de Hausman. O software utilizado foi o *R-Project*. Uma análise de dados em painel permite que cada um dos países seja observado em corte transversal ao longo do tempo, oferecendo um melhor controle da heterogeneidade não observada entre eles e a da ruptura da dinâmica temporal das variáveis.

#### 3.3.1 Definição dos dados

O painel de dados foi composto por dados anuais dos 08 países da América do Sul<sup>9</sup> ao longo de 34 anos, de 1990 a 2023. Para cada país e ano foram incluídas 5 variáveis: a dependente e 04 explicativas. Os dados trabalhados foram todas extraídos da base Indicadores de Desenvolvimento Global, do Banco Mundial World Bank Group (2024)<sup>10</sup>, disponibilizadas sob licença de acesso público, a partir de informações compiladas de fontes oficiais reconhecidas internacionalmente. Trata-se de um dos principais conjuntos de dados globais sobre Desenvolvimento Econômico com uma abrangência temporal, temática e geográfica extensas.

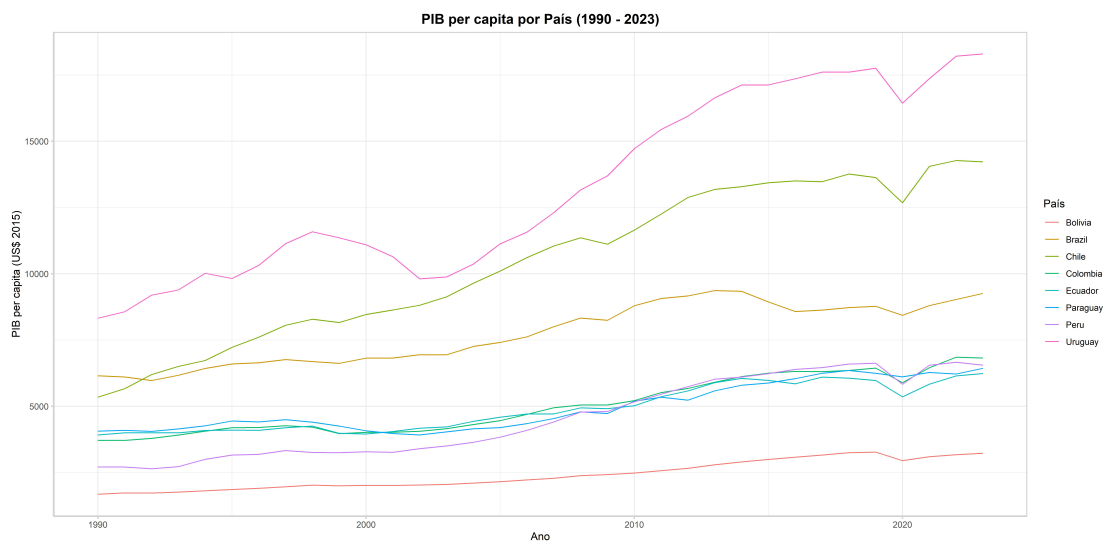
A variável dependente foi o PIB *per capita*<sup>11</sup>, considerado como representação clássica e relevante do nível de Crescimento Econômico de um país. Além disso, com a produção observada de maneira ponderada pelo tamanho da população, é possível estabelecer uma comparação mais coerente entre os diferentes países. Na figura 3.4 é possível observar que nas últimas três décadas essas economias experimentaram uma aceleração do crescimento do PIB *per capita* em grandezas diferentes mas ritmo semelhante.

---

<sup>9</sup>Foi necessário retirar a Argentina e a Venezuela por indisponibilidade de dados. No primeiro caso, dos dados de Educação. No segundo caso dos dados de PIB *per capita*, Formação Bruta de Capital Fixo, Importações e Exportações em valores constantes de 2015.

<sup>10</sup>As séries usadas para construir os dados podem ser identificados na base de dados do Banco Mundial pelos códigos "NY.GDP.PCAP.KD", "SP.POP.TOTL", "NE.EXP.GNFS.KD", "NE.GDI.FTOT.KD", "NE.IMP.GNFS.KD", "SE.PRM.CUAT.ZS", "SE.SEC.CUAT.LO.ZS", "SE.SEC.CUAT.UP.ZS", "SP.POP.1564.TO".

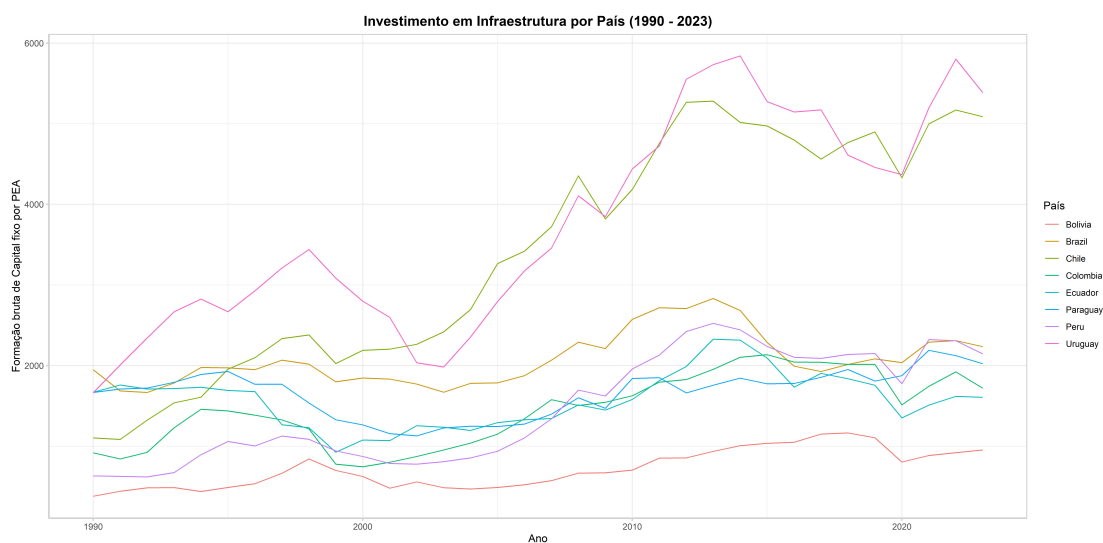
<sup>11</sup>Calculado a preços do comprador.

Figura 3.4: PIB *per capita* por país (1990 - 2023)

Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial. 2024.

Para o Investimento em Infraestrutura foi tomada a Formação Bruta de Capital Fixo. O indicador é definido pelo Banco Mundial como a adição líquida de bens de capital fixo à economia durante um determinado período, tais como aquisições de máquinas, equipamentos, construções de estradas, ferrovias, escolas e hospitais. A medida foi ponderada pela População Economicamente Ativa (PEA). Esse formato permitiu a representação do nível de investimento em relação ao volume de trabalhadores disponíveis para fazer funcionar o capital do país. Na figura 3.5 observa-se uma maior variação no comportamento entre os países e um nítido destaque para o Uruguai e o Chile, que a partir dos anos 2000 tem um crescimento relevante e se estabelecem um patamar acima dos demais países da região.

Figura 3.5: Investimento em Infraestrutura por PEA por país (1990 - 2023)

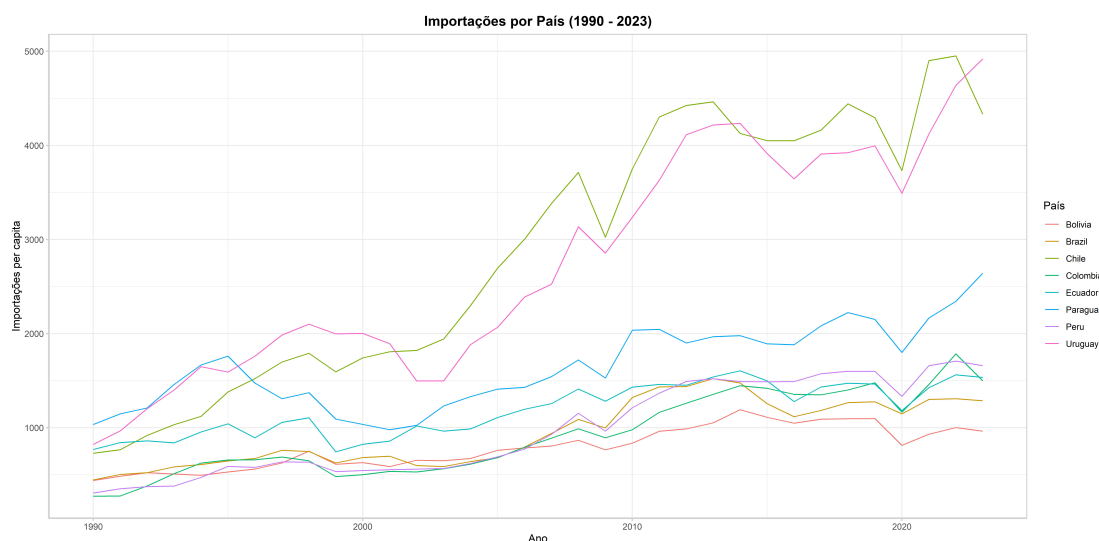


Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial. 2024.

Já a Abertura Comercial foi medida pela participação nos Mercados Globais e foi analisada

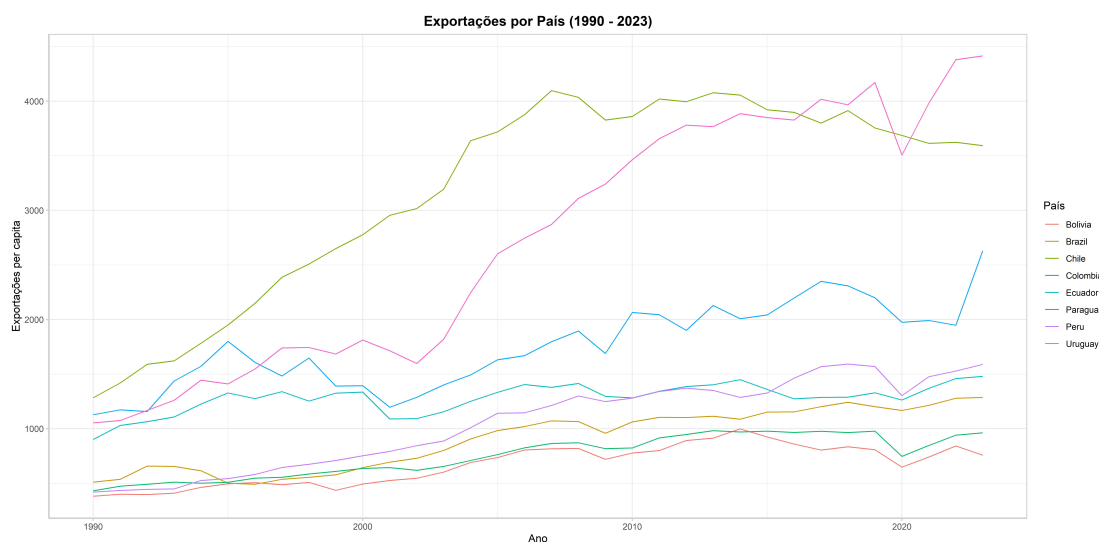
por meio de dois indicadores: volume de Exportações *per capita* e volume de Importações *per capita*. Considerando o perfil dos países analisados, considerou-se importante analisar essas trocas internacionais separadamente, uma vez que o tipo de produção de cada país os posiciona de maneira desigual no comércio internacional, sendo um elemento importante para compreensão das diferenças entre os mesmos. Essa percepção é confirmada quando os dados são plotados nas figuras 3.6 e 3.7

Figura 3.6: Importações *per capita* por país (1990 - 2023)



Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial.

Figura 3.7: Exportações *per capita* por país (1990 - 2023)

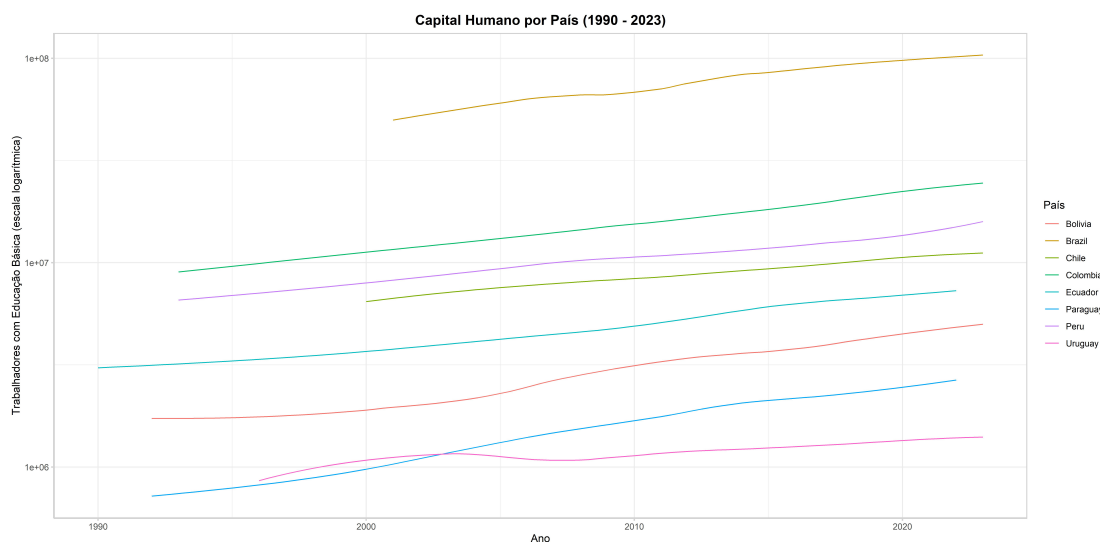


Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial.

A série representativa do Capital Humano foi a estimativa do volume de trabalhadores com nível básico de escolaridade, construída pela média da população com algum dos níveis de educação básica completo (ensino primário, fundamental ou médio) multiplicada pela PEA. Esse formato permite observar, como é visto na figura 3.8 que o volume de mão de obra com educação básica

é relativamente estável nos países e apresenta crescimento sutil em todos eles nos últimos anos. Observa-se também que é uma informação que marcada pelo tamanho das populações. Provavelmente seria observada uma diferença maior se o nível de educação considerado na construção da variável fosse o Ensino Superior, entretanto essa é uma informação com um volume de lacunas que impossibilita o uso na análise.

Figura 3.8: Capital Humano por país (1990 - 2023)



Fonte: Elaboração própria. Dados do Banco Mundial. 2024

Capital Humano é o único indicador que não apresenta a mesma queda imediata de desempenho que os demais em função dos impactos da pandemia de COVID-19. É, porém, interessante dar especial atenção nos próximos anos em como os impactos dessa crise irão reverberar na qualificação do Capital Humano, uma vez que a queda na qualidade da educação básica no período de pandemia tenda a ter sido tão brusca quanto as dos demais indicadores, apesar de não tão simples de ser observada.

Todos os valores financeiros considerados na elaboração das séries foram expressos em dólares americanos em preços constantes de 2015. Além disso, com as ponderações pela população total ou pela PEA, foi possível colocar todas as variáveis do painel em grandezas proporcionais, tornando as comparações tanto entre os diferentes países quanto entre os dados de um mesmo país mais fluidas e diretas.

O recorte temporal a partir do início dos anos 1990 foi considerado por ser um marco relevante de mudanças de paradigma macroeconômico. Na América Latina processos de liberalização a partir da crise de endividamento nos anos 80 Thorp (1998) marcaram as economias. No século XXI, esse novo paradigma conviveu com elementos como políticas redistributivas e a alta demanda global por commodities alavancaram fortemente o crescimento desses países até meados da segunda década, quando efeitos da crise de 2008-2009 levaram a desaceleração ou mesmo queda no desempenho do PIB *per capita* Júnior e Bilbao (2017) e Santos (2015), como pode ser observado na figura 3.4.

### 3.3.2 Dados em Painel e Regressão

De acordo com D N Gujarati e D C Porter (2011) três tipos de dados podem estar disponíveis para a análise econométrica empírica: dados de séries temporais, dados de corte transversal e dados combinados. Basicamente, nas séries temporais são observados valores de uma ou mais variáveis para uma única entidade amostral em um período de tempo. Nos dados de corte transversal (*cross-*

*section*), coletam-se dados relativos a uma ou mais variáveis para várias unidades ou entidades amostrais no mesmo período de tempo. Já nos dados combinados há elementos tanto de séries temporais quanto de corte transversal.

A metodologia econométrica aplicada à esses dados trata-se da análise de regressão em painel, que é um tipo especial de dados combinados nos quais a mesma unidade em corte transversal – nesse caso, um país – é pesquisada ao longo do tempo. Os dados em painel têm uma dimensão espacial e outra temporal. Nesta técnica existem três principais abordagens utilizadas: Dados Agrupados (*pooled*), Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios.

Na abordagem de Dados Agrupados todas as observações de cada indivíduo são empilhadas – nesse caso, país – com intercepto e coeficientes angulares da regressão servindo para todas as *cross-sections*, durante todo o período de tempo. O principal problema desse modelo é que, ao juntar diferentes entidades em períodos diferentes, camufla-se a heterogeneidade (individualidade ou originalidade) que possa existir entre elas. Ou seja, a individualidade de cada sujeito está incluída no termo de erro, e em consequência, é bem possível que o termo de erro possa estar correlacionado com alguns dos regressores incluídos no modelo. Assim, se for esse o caso, os coeficientes estimados podem ser tendenciosos e inconsistentes D N Gujarati e D C Porter (2011).

Neste sentido, Hsiao (1986) apontou que ignorar os efeitos individuais ou específicos do tempo que existem entre unidades transversais ou de séries temporais, mas não são capturados pelas variáveis explicativas incluídas, pode levar à heterogeneidade dos parâmetros na especificação do modelo. Ignorar tal heterogeneidade pode levar a estimativas inconsistentes ou sem sentido de parâmetros interessantes.

Assim, o modelo de Efeitos Fixos objetiva controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Para isto, supõe-se que o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas é constante ao longo do tempo; ao passo que os parâmetros-resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo.

Segundo Jeffrey M Wooldridge (2010), ao usar o Efeitos Fixos, supõe-se que algo dentro do indivíduo pode impactar a variável explicativa ou as variáveis de resultado e é preciso controlar isso. Essa é a justificativa por trás da suposição da correlação entre o termo de erro da entidade e as variáveis explicativas. Assim, o modelo de Efeitos Fixos remove o efeito dessas características invariantes no tempo, para que se avalie o efeito líquido dos preditores na variável de resultado.

Uma premissa importante do modelo de Efeitos Fixos é que essas características invariantes no tempo são exclusivas do indivíduo e não devem ser correlacionadas com outras características individuais. Cada entidade é diferente, portanto, o termo de erro da entidade e a constante (que captura as características individuais) não devem ser correlacionadas com as outras. Se os termos de erros estão correlacionados, então o modelo de Efeitos Fixos não é adequado, uma vez que as inferências podem não estar correta e precisar modelar essa relação (provavelmente usando Efeitos Aleatórios), esta é a principal razão para o teste de Hausman.

Por fim, em relação ao modelo de Efeitos Aleatórios este possui as mesmas suposições do modelo de Efeitos Fixos, isto é, o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas não ao longo do tempo, e os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo. A diferença entre os dois modelos refere-se ao tratamento do intercepto. O modelo de Efeitos Fixos os trata como parâmetros fixos, já o modelo de Efeitos Aleatórios os trata como variáveis aleatórias, de modo que considera que os indivíduos sobre os quais se dispõe de dados são amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos (Hill et al. 2010).

Dessa forma, de acordo com Jeffrey M Wooldridge (2010), o modelo de efeito aleatório em vez de serem tratados como interceptos fixos, os efeitos específicos de cada unidade são modelados como parte do erro aleatório. Ou seja, o autor considera que os efeitos não observáveis constante no tempo são aleatórios e não correlacionados com as variáveis independentes do modelo. Assim, a partir de dados em painel, foram analisados para os países objeto dessa pesquisa os modelos acima citados aplicados na relação da variável dependente PIB em relação as variáveis já apresentadas



Abertura Comercial, escolaridade e FBCF.

### Efeitos Fixos

Ao tratar todos os dados como um único conjunto, sem considerar a repetição de observações ao longo do tempo para as mesmas entidades (modelo *Pooled*), o modelo não captura a heterogeneidade não observada entre as diferentes entidades, de modo que o modelo se torna inconsistente e enviesado, assim uma das maneiras de corrigir esse problema de endogeneidade seria eliminar as variáveis não observáveis que são constantes ao longo do tempo, isto é, o modelo de Efeitos Fixos.

De acordo com Jeffrey M Wooldridge (2010) o modelo de Efeitos Fixos que visa eliminar as características individuais que não são observáveis e que não variam ao longo do tempo pode ser deduzidos a partir de duas técnicas diferentes. A primeira, chamada de efeito fixo dentro do grupo (*Within*) elimina os Efeitos Fixos ao subtrair a média dentro da unidade e assim analisa as variações dentro de cada unidade ao longo do tempo, é usualmente usada quando acreditamos que não há dependência serial entre o termo que não varia ao longo do tempo. Já a segunda é chamada de técnica das primeiras diferenças (PD) que basicamente diminui as observações do ano posterior pelo ano anterior, e é mais usada quando se acredita que os efeitos não observados que variam no tempo podem ser correlacionados, ou para o estudo de mudanças rápidas entre dois períodos consecutivos.

Vale destacar que os estimadores de primeiras diferenças e de Efeitos Fixos serão os mesmos se o número de períodos analisados for igual a dois. Porém, se o número de períodos for maior que dois, eles serão diferentes<sup>12</sup>

#### 3.2.1.1 Efeito fixo dentro do grupo (*Within*)

Para o Efeito Fixo dentro do grupo (*within*) partiu-se do modelo simples da equação abaixo.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + c_i + u_{it} \quad (3.1)$$

De modo que  $Y_{it}$  representa a variável dependente para a unidade  $i$  no tempo  $t$ ,  $X_{it}$  o vetor de variáveis independentes que variam tanto entre as unidades quanto ao longo do tempo. Já  $\alpha$  representa o intercepto do modelo,  $\beta$  o coeficiente que mede o efeito das variáveis independentes sobre a variável dependente,  $c_i$  a heterogeneidade não observada, que é constante no tempo dos países da amostra, e  $u_{it}$  o termo de erro não observado do modelo.

Vale ressaltar que de  $c_{it}$  deve variar apenas entre os países e não ao longo do tempo. Isso significa que  $c_{it}$  captura toda e qualquer heterogeneidade não observada associada ao país  $i$  que seja invariante ao longo do período amostral. Assim, pode-se incluir alguns exemplos como a cultura enraizada de um país, clima, ou mesmo o nível educacional.

De acordo com D N Gujarati e D C Porter (2011), uma forma de estimar uma regressão para os dados é eliminar o Efeito Fixo, expressando os valores das variáveis dependente e explicativa para cada empresa como desvios de seus respectivos valores médios. Os valores resultantes são chamados corrigidos para a média. Esse exercício é feito para cada país e combina-se todos os valores corrigidos para a média e efetuar uma regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Ainda segundo o autor, a grande vantagem do modelo, além de ser consistente, baseia-se na hipótese que não requer que os efeitos não observados sejam independentes das variáveis explicativas, como ocorre nos modelos de Efeitos Aleatórios (apresentado mais à frente), já que

<sup>12</sup>Ver mais em: Wooldridge, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002. p. 279–283

após a transformação pela média os valores não observados que são constantes no tempo iriam desaparecer. De modo que tem-se:

$$\bar{Y}_i = \beta \bar{X}_i + c_i + \bar{u}_i \quad (3.2)$$

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad \bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (3.3)$$

Subtraindo (3.1) de (3.2) para cada  $t$ , obtém-se as equações seguintes.

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (x_{it} - \bar{X}_i)\beta + (u_{it} - \bar{u}_i) \quad (3.4)$$

$$\ddot{y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_i \quad \ddot{x}_{it} = X_{it} - \bar{X}_i \quad \ddot{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i \quad (3.5)$$

Assim, ao descontar o efeito temporal da equação (3.1) removeu-se o efeito específico  $u_i$  de cada país. Ao estimar a equação (4) MQO, obtém-se o estimador *within*. Assim, a variação empregada para identificar os coeficientes é aquela que ocorre dentro dos grupos, uma vez que as diferenças entre os grupos foram eliminadas ao subtraírem-se as médias de cada grupo.

Dessa forma, se antes da transformação  $Cov(X_{it}, u_i) \neq 0$  (endogeneidade estrita), agora após a transformação *within*, a  $Cov(\ddot{x}_{it}, \ddot{u}_{it}) \neq 0$ , e por mais que ainda haja relação entre os efeitos não observados constantes no tempo ( $c_i$ ) e as variáveis independentes, o modelo ainda será consistente. Por outro lado, vale ressaltar que o modelo perderá graus de liberdade e eficiência comparado aos resultados de regressão com dados agrupados (*pooled*). Os autores demonstraram que a razão para isso é que, quando variáveis são expressadas como desvios de seus valores médios, a variação nesses valores corrigidos para a média será muito menor que a variação nos valores originais das variáveis. Nesse caso, a variação no termo de erro  $u_{it}$  pode ser relativamente grande, levando, assim, a erros padrão maiores dos coeficientes estimados.

### 3.2.1.2 Primeira Diferença (PD)

O modelo de primeira diferença analisa a diferença entre observações consecutivas para cada unidade ao longo do tempo, subtraindo as observações de períodos consecutivos. De modo que:

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta x_{it} + \Delta u_{it} \quad (3.6)$$

onde:

$$\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}, \quad \Delta x_{i,t} = x_{i,t} - x_{i,t-1}, \quad \Delta u_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,t-1}, \quad u_{i,t} = c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3.7)$$

Dessa forma, ao subtrair as observações de dois períodos consecutivos, o modelo elimina o efeito de variáveis que não são observadas que são constantes no tempo, ou seja, elimina a heterogeneidade não observada que pode ser específica para cada unidade (por exemplo, características únicas de cada país analisado no modelo).

Vale destacar que segundo Jeffrey M Wooldridge (2010) assim como na transformação do efeito fixo por *within*, a transformação de primeira diferença também elimina o efeito não observado  $c_i$ ,

no entanto, agora na diferenciação, perde-se o primeiro período para cada seção transversal: agora tem  $(T-1)$  períodos para cada  $i$ , em vez de  $T$ . Dessa forma, como estamos apenas olhando para a variação entre períodos consecutivos, qualquer informação estática (constante ao longo do tempo) é descartada, assim pode haver perda de informações das próprias variáveis explicativas a partir dessa técnica.

Ainda segundo Jeffrey M Wooldridge (2010), quando  $T = 2$  as estimativas de Efeitos Fixos e de Primeira Diferença serão idênticas, já quando  $T \geq 3$  os estimadores serão distintos. De modo que se o número de unidades ( $N$ ) for muito maior que o número de períodos no tempo ( $T$ ) a escolha entre Efeitos Fixos e Primeira Diferença depende da eficiência relativa dos estimadores, que é determinada pela correlação serial nos erros idiossincráticos, assumindo homoscedasticidade dos, já que as comparações de eficiência exigem homoscedasticidade nos erros. Quando não são correlacionados serialmente, o modelo de Efeitos Fixos é mais eficiente que o de primeira diferença. No entanto, essa suposição pode ser falsa já que em muitas aplicações pode-se esperar que os fatores não observados que mudam ao longo do tempo sejam correlacionados serialmente. Assim, se segue um passeio aleatório (*random walk*)—o que implica uma correlação serial positiva substancial—então as diferenças não são correlacionadas serialmente, e o método da primeira diferença é mais adequado ao modelo.

Já quando o número de unidades ( $N$ ) é muito menor que o número de períodos ( $T$ ) é preferível usar o método de primeira diferença. O autor argumenta que apesar do método de Efeitos Fixos ser menos sensível a exogeneidade estrita, é necessário ter cautela ao adotar o método, já que em particular, ao usar processo de raiz unitária, pode surgir o problema de regressões espúrias no modelo. Assim, diferenciar um processo integrado resulta em um processo fracamente dependente, permitindo o uso de aproximações pelo Teorema Central do Limite.

### Efeitos Aleatórios

O modelo de Efeitos Aleatórios parte da premissa de que as diferenças entre as entidades (como países) não estão correlacionadas com as variáveis explicativas. Em vez de serem tratados como interceptos fixos, os efeitos específicos de cada unidade são modelados como parte do erro aleatório, com uma distribuição de média zero e variância constante (modelo homocedástico).

Deste modo, de acordo com Jeffrey M Wooldridge (2010), o fato de o modelo considerar que os efeitos que não são observáveis e constantes ao longo do tempo são aleatórios e não correlacionados com as variáveis independentes permite ganhos de eficiência. Junto a isso, o autor considerou outras hipóteses importantes para o modelo de modo que não exista relação linear entre as variáveis explicativas, ortogonalidade da variável não observada constante no tempo, independência e homoscedasticidade nos termos do erro. Assim, o modelo é composto por dois tipos de erros:

$$Y_i = \beta_{0i} + X_i\beta + u_{it} \quad (3.8)$$

Agora, ao invés de tratar  $\beta_{0i}$  como fixo, ele foi pressuposto como sendo uma variável aleatória com valor médio de  $\beta_0$ . De modo que  $\beta_{0i} = \beta_0 + \varepsilon_i$ . Ou seja:

$$Y_i = \beta_0 + X_i\beta + \varepsilon_i + u_{it} \quad (3.9)$$

Assim, de acordo com D N Gujarati e D C Porter (2011), haverá dois tipos de erro:  $\varepsilon_i$  que é o componente de corte transversal ou específico dos indivíduos, ou seja, é o efeito aleatório específico da unidade  $i$ , que captura a heterogeneidade não observada entre as unidades. De modo que  $\varepsilon_i$  é um

termo aleatório com média zero e variância  $\sigma_e^2$ . E  $u_{it}$  que é o elemento de erro combinado da série temporal e corte transversal e às vezes chamado de termo idiossincrático, porque varia com o corte transversal (isto é, o indivíduo) e também com o tempo, ou seja, é o erro aleatório, que captura a variação não explicada na variável dependente. De modo que  $u_{it}$  também é um erro aleatório com média zero, porém variância  $\sigma_u^2$ .

Vale ressaltar uma importante diferença entre o modelo de Efeitos Fixos e o de erros aleatórios. No primeiro, a unidade de corte transversal tem seu próprio valor (fixo) de intercepto em todos esses  $N$  valores para  $N$  unidades de corte transversal. Já no modelo de Efeitos Aleatórios, por outro lado, o intercepto (comum) representa o valor médio de todos os interceptos (de corte transversal) e o componente de erro  $i$  representa o desvio (aleatório) do intercepto individual desse valor médio.

É válido destacar que  $\varepsilon_i$  não é diretamente observável. Ele é o que se conhece como uma variável não observável ou latente, de modo que se o erro composto  $W_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$ ;  $var(W_{it}) = \sigma_e^2 + \sigma_u^2$ . Dessa forma, se  $\sigma_e^2 = 0$ , o modelo de Efeitos Aleatórios se assemelha ao modelo *pooled* D N Gujarati e D C Porter (2011).

Dessa forma,  $W_{it}$  pode ser correlacionado com  $W_{is}$ , com ( $t \neq s$ ), de modo que a correlação entre eles seria  $p = corr(W_{it}, W_{is}) = \sigma_e^2 / (\sigma_e^2 + \sigma_u^2)$ , os termos de erro de uma unidade de corte transversal em dois pontos diferentes no tempo estão correlacionados, e ao levar essa estrutura de erros em consideração, o modelo não pode ser estimado por MQO (inconsistente) e sim por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG).

### Teste de Hausman

Como a principal consideração na escolha entre uma abordagem de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios é se as variáveis não observáveis que são constantes no tempo e as variáveis explicativas são correlacionadas ou não, o teste de Hausman é um importante método para testar essa suposição. A partir de Jeffrey M Wooldridge (2010), o teste de Hausman consiste em avaliar se os coeficientes dos Efeitos Aleatórios são consistentes, da estatística  $H$ , e do teste de hipótese Hausman (1978) conforme descrito abaixo.

$$H = [\hat{\beta}_{ef} - \hat{\beta}_{ea}]' [\Omega \hat{\beta}_{ef} \Omega \hat{\beta}_{ea}]^{-1} [\hat{\beta}_{ef} - \hat{\beta}_{ea}] \quad (3.10)$$

Onde:  $\hat{\beta}_{ef}$ : estimador de Efeitos Fixos;  $\hat{\beta}_{ea}$ : estimador de Efeitos Aleatórios;  $\Omega \hat{\beta}_{ef}$ : matriz de variância-covariância do estimador de Efeitos Fixos;  $\Omega \hat{\beta}_{ea}$ : matriz de variância-covariância do estimador de Efeitos Aleatórios;  $H_0$ :  $\hat{\beta}_{ef}$  é consistente;  $H_a$ :  $\hat{\beta}_{ea}$  não é consistente.

Assim, rejeitar a hipótese nula significa afirmar que há correlação entre os efeitos não observáveis que são constantes ao longo do tempo e as variáveis explicativas, e, consequentemente, os estimadores do modelo de Efeitos Aleatórios não serão consistentes, dessa forma, o Efeito Fixo se adequará melhor ao modelo proposto.

## 3.4 Resultados

No presente artigo, como supramencionado, foi aplicado o modelo de regressão em painel com Efeitos Fixos em primeira diferença aos dados de países da América do Sul, com o objetivo de analisar os fatores determinantes do crescimento do PIB per capita. O modelo foi escolhido com base no teste de Hausman, que indicou a rejeição da hipótese nula de que o modelo de Efeitos Aleatórios seria consistente, favorecendo a utilização do modelo de Efeitos Fixos. As variáveis independentes consideradas na análise foram as exportações, as importações, os investimentos

em infraestrutura (medidos pela formação bruta de capital fixo) e a qualificação básica do capital humano, representada pelo número de trabalhadores com educação básica. De acordo com os resultados do modelo aplicado todas as variáveis apresentando efeitos positivos sobre o PIB *per capita*. Especificamente, um aumento de 1% nas Exportações ou nos Investimentos em Infraestrutura foi associado a um crescimento de aproximadamente 0,15% no PIB *per capita*. De maneira semelhante, um incremento de 1% nas Importações ou na qualificação básica do Capital Humano resultou em uma elevação de cerca de 0,08% no PIB *per capita*.

Esses resultados são da regressão em painel com Efeitos Fixos em primeira diferença, indicada como mais apropriada pelo teste de Hausman, cujo p-valor de  $2,2e^{-65}$  apontou para rejeição da hipótese nula de que o modelo de Efeitos Aleatórios é consistente para o painel em análise, sendo o modelo de Efeitos Fixos preferido, como pode ser observado na tabela 3.1. Os coeficientes encontrados representam elasticidades considerando que todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais. Além disso, o Efeito Fixo por primeira diferença foi escolhido em detrimento ao Efeito Fixo *within* porque a análise dos seus resíduos apresentou melhor adequação. O uso de erros robustos (ver tabela 3.2) confirmou a significância das variáveis, mesmo na presença de heterocedasticidade nos resíduos pelo uso do teste de Breusch-Pagan, com os coeficientes permanecendo estáveis. Além disso, o Teste de Ljung-Box resultou em p-valor foi de 0.109, indicando ausência de autocorrelação nos resíduos, garantindo que o modelo está capturando bem as relações temporais. O teste Shapiro-Wilk de p-valor 0.058, sugeriu que os resíduos seguem uma distribuição normal.

As variáveis se comportam bem nos testes de multicolinearidade ( $VIF < 5^{13}$ ) e o ajuste do modelo indicou que aproximadamente 79% da variação no PIB *per capita* é explicada pelas variáveis consideradas e a estatística F altamente significativa reforça a qualidade do ajuste.

---

<sup>13</sup>Fator de Inflação da Variância

Tabela 3.1: Comparação entre os modelos de regressão analisados: Efeitos Fixos x Efeitos Aleatórios x Dados Agrupados

Variável dependente: ln(PIB per capita)			
Variáveis	Aleatório	Fixo	Agrupado
ln(FBCF)	0.8844*** (0.0465)	0.1544*** (0.0199)	0.3536*** (0.0351)
ln(IMP)	-0.2560*** (0.0562)	0.0945*** (0.0249)	0.0806* (0.0422)
ln(EXP)	0.2660*** (0.0509)	0.1565*** (0.0240)	0.2378*** (0.0395)
ln(CH)	0.0363*** (0.0109)	0.0700** (0.0269)	0.1214*** (0.0161)
Constante	1.4292*** (0.2246)	0.0101*** (0.0019)	1.8555*** (0.2655)
Observações	177	169	177
R <sup>2</sup>	0.9485	0.7990	0.9378
R <sup>2</sup> ajustado	0.9473	0.7941	0.9363
Estatística F	791.3128 *** (df = 4; 172)	163.0042 *** (df = 4; 164)	1,944.3190 ***

Notas. FBCF: Formação bruta de capital fixo por PEA. IMP: Importações per capita. EXP: Exportações per capita. CH: Capital Humano pelo número de trabalhadores com Educação Básica. Variáveis em log natural. Códigos de significância: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01.

Tabela 3.2: Resumo dos resultados do modelo após aplicação dos erros robustos

Variável dependente: $\ln(\text{PIB per capita})$					
	Estimativa	Erro padrão	t-valor	p-valor	
Intercepto	0.010095	0.0015018	6.7218	2.83e-10	***
$\ln(\text{FBCF})$	0.154398	0.024723	6.2451	3.499e-09	***
$\ln(\text{IMP})$	0.0945346	0.037107	2.5476	0.011765	*
$\ln(\text{EXP})$	0.1564636	0.0223079	7.0138	5.776e-11	***
$\ln(\text{CH})$	0.0700126	0.025595	2.7354	0.006916	**
Soma total dos quadrados: 0.28917					
Soma residual dos quadrados: 0.058117					
R <sup>2</sup> : 0.79902					
R <sup>2</sup> ajustado: 0.79412					
Estatística F: Dados 163.004 on 4 and 164 DF, p-value: < 2.22e-16					

Notas. Variáveis em log. FBCF: Formação bruta de capital fixo por PEA. IMP: Importações per capita. EXP: Exportações per capita. CH: Capital Humano pelo número de trabalhadores com Educação Básica. Variáveis em log natural. Códigos de significância: \* $p < 0.1$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$ .

As relações positivas entre Crescimento Econômico e Capital Humano, Investimentos em Infraestrutura e Abertura Comercial, especialmente pelas exportações, são um resultado coerente com a literatura do tema. O perfil dos países da América do Sul analisados de fato converge para que a Formação bruta de capital fixo e o aumento no nível de exportações tenham espaço para maiores implicações em termos de aumento do PIB per capita. Carências relevantes de infraestrutura na região deixam espaço para que investimentos nesse campo dinamizem a economia e até mesmo permitam maiores volumes de trocas regionais, em um efeito em cadeia dessas duas variáveis.

A economia da América do Sul, de maneira geral, segue tendo um perfil exportador de bens de menor valor agregado como commodities agrícolas e minerais – que também se beneficiariam de melhor infraestrutura – mas países como Brasil, Argentina e Chile, por exemplo, tem uma produção industrial com potencial relevante para assumir um maior protagonismo local. Com mercados consumidores internos relevantes na região, muito de uma produção associada ao crescimento das infraestruturas produtivas poderia ser absorvido, auxiliando a compreensão do porque o Investimento em Infraestrutura tem um impacto mais significativo no PIB *per capita* do que a Abertura Comercial via Importações.

As Importações, embora possam impactar positivamente, não o fazem com a mesma intensidade das exportações – resultado que pode ser associado justamente ao ponto já mencionado: a exportação de bens de maior valor agregado como capital tecnológico, posiciona essas economias nos Mercados Globais em posição de desvantagem. De maneira mais geral, um coeficiente de Exportações estimado em quase o dobro do de Importações pode ser um reflexo de algumas condições Macroeconômicas: exportações têm um impacto mais imediato e robusto no crescimento pois geram demanda externa para a produção nacional, consequentemente mais emprego e renda, possivelmente incentivando ganhos de produtividade e inovação ao promoverem maior competição interna e transferências tecnológicas, além de influenciarem no fortalecimento das reservas de



moeda<sup>14</sup>. Já as Importações têm efeitos mistos sobre o PIB: embora essenciais para o suprimento da demanda doméstica por bens e serviços, maior variedade para consumo, e maior acesso a tecnologias mais avançadas, muitas vezes substituem a produção interna, o que pode levar à diminuição da demanda agregada e ao enfraquecimento da indústria local.

Nos últimos anos, como pode ser observado na Tabela 3.3 o Uruguai e Chile tem mantido os maiores PIB per capita da região. Em um patamar intermediário estão países como Brasil, Colômbia, Peru, Paraguai e Equador. A Bolívia fica na última posição. De forma geral, os percentuais de Investimento em Infraestrutura em relação ao PIB per capita foram relevantes, variando de 25% a 35%. Em relação as Importações Colômbia, Bolívia e Chile apresentam um volume mais expressivo comparado as exportações. Em quase todos os países, Investimentos em Infraestrutura superaram as Importações. O Brasil, em termos percentuais, apresenta uma participação menor de exportações e importações em relação ao PIB, sugerindo um perfil mais voltado ao mercado interno. Entretanto é válido ressaltar que, a diferença de escala significativa da economia brasileira, que é bem maior que as demais do grupo, faz com que tanto seus investimentos quanto suas trocas, mesmo que menores em termos percentuais, sejam de grande impacto tanto no próprio país quando na região.

Tabela 3.3: Comparação do volume médio de Exportações, Importações, Formação Bruta da Capital Fixo e PIB *per capita* por país entre 2020-2023 (US\$ - constante 2015)

Países	EXP	(% PIB)	IMP	(% PIB)	FBCF	(% PIB)	PIB <i>per capita</i>
Bolívia	747	24	927	30	891	29	3.112
Brasil	1.237	14	1.261	14	2.218	25	8.881
Chile	3.629	26	4.479	32	4.896	35	13.808
Colômbia	874	13	1.477	23	1.725	27	6.506
Equador	1.393	24	1.426	24	1.522	26	5.895
Paraguai	2.136	34	2.238	36	2.053	33	6.259
Peru	1.474	23	1.590	25	2.138	33	6.398
Uruguai	4.071	23	4.293	24	5.188	30	17.579

O Capital Humano, por sua vez, conforme tomado na análise – volume de mão de obra com qualificação básica – também mostra um efeito positivo mais sutil no PIB *per capita* e igualmente coerente com a literatura do tema e a economia da região. Há alguns elementos que auxiliam a compreensão desse resultado. Um deles é o fato de que o nível de qualificação básico foi intensamente expandido nas últimas décadas e pode já não seja mais o elemento diferencial na melhoria do desempenho econômico, passando dando ao nível superior um papel mais relevante. Outra possibilidade, que dialoga com essa, é a de que apesar de uma expansão quantitativa significativa de acesso aos níveis básicos de escolaridade, a qualidade da educação não seguiu o mesmo ritmo Frankema (2009) e Wes et al. (2015).

Além disso, a metodologia adotada no modelo privilegia uma análise de curto prazo ao captar mudanças de um período para o outro nas variáveis e não o nível absoluto das mesmas. Como Capital Humano não é uma variável dada a bruscas, pelo contrário, seus efeitos quando observados ano a ano não são tão significativos, mas passam a ser em efeito acumulado.

<sup>14</sup>Balassa (1978), Beckerman (1965) e Lamfalussy (1963). Hipótese baseada no “Export-Led Growth”(ELG), ou ainda conhecida como Crescimento Econômico liderado pelas Exportações.

### 3.5 Considerações Finais

Diversos modelos teóricos e empíricos evidenciando a relação entre o investimento em educação, capacitação e o desempenho econômico. A literatura macroeconômica aborda essa conexão, destacando que, embora os investimentos em educação e treinamento frequentemente se relacionam com o aumento do PIB per capita, estabelecer uma relação causal direta continua sendo um desafio. Estudos mostram que a melhoria da qualidade da força de trabalho, através de qualificações e habilidades, pode impulsionar a produtividade e, conseqüentemente, o crescimento econômico, embora a relação nem sempre seja linear. Além disso, pesquisas sobre a taxa de retorno social e privada do investimento em educação indicam que os benefícios econômicos desses investimentos não se limitam ao indivíduo, mas se estendem à sociedade como um todo, (Wilson e Briscoe (2004)). Embora existam desafios na quantificação precisa dessa relação, a evidência empírica sugere que o capital humano é um fator importante para o aumento da competitividade e do desempenho econômico, tanto em nível micro (organizações), quanto macro (países).

Os resultados encontrados neste artigo são consistentes com a literatura existente, confirmando a hipótese frequente mesmo em abordagens variadas, de que os impactos do Investimento em Infraestrutura, da integração aos mercados globais e de uma maior qualificação do Capital Humano são, em geral, positivos. Nos países da América do Sul analisados, a formação bruta de capital fixo e o volume de exportações apresentam maior relevância sobre o PIB *per capita*, em consonância com perfil dessas economias.

Confirma-se, assim, a relação entre o Investimento em Infraestrutura e o Crescimento Econômico, já amplamente reconhecida na literatura econômica, com diversas teorias e modelos abordando sua importância como um dos pilares do crescimento, tanto no curto quanto no longo prazo. A formação bruta de capital fixo é, de fato, apontada como um fator importante para a expansão econômica, uma vez que contribui diretamente para a melhoria da capacidade produtiva e a geração de novas oportunidades de emprego.

Já a relação entre Abertura Comercial e Crescimento Econômico, alvo também de uma vasta literatura e, como supramencionado, envolvida um debate considerável mostra-se nos dados de impacto relativo como indicado na literatura, tendo seu impacto definido pela forma de inserção nesses mercados globais. Perspectivas mais liberais defendem que uma abertura irrestrita ao comércio internacional tem impactos positivos no PIB e na renda, enquanto abordagens mais desenvolvimentistas defendem uma participação controlada nos mercados globais, com foco em proteger as economias nacionais.

Também o impacto do Capital Humano no Crescimento Econômico se apresentou empiricamente de modo consonante a teoria, destacando-se a importância da educação não apenas em quantidade, mas na qualidade dos níveis educacionais obtidos para que impactem efetivamente o Crescimento Econômico. Processo esse que pode contribuir para a elevação da renda e para a melhoria das condições de vida das regiões, ao mesmo tempo em que pode torna-las mais resilientes às mudanças globais, favorecendo a inovação e o desenvolvimento sustentável ao longo do tempo.

Tomando em conta esses resultados empíricos e seu alinhamento com a literatura sobre Crescimento Econômico em Países em Desenvolvimento, o presente trabalho está de acordo com as afirmações de Sacks et al. (2010) quando apontam para a importância e utilidade dos estudos sobre Crescimento Econômico na identificação de elementos que podem contribuir para o aumento da produtividade, a geração de empregos e a elevação do padrão de vida em contextos diversos.

Para trabalhos futuros, destaca-se especialmente o tema do Capital Humano. Há indícios tanto nos dados quanto na teoria que o espaço ocupado pelo Ensino Superior nas economias em desenvolvimento pode ser hoje o principal diferencial em termos de Capital Humano, reduzindo o papel da Educação Básica nesse quesito. Entretanto, o debate sobre a qualidade da Educação Básica torna essa uma discussão fértil e digna de aprofundamento em estudos posteriores. É pertinente ressaltar, entretanto, que a escassez de informações de qualidade nos temas de Educação na região

são um entrave para a evolução nesse tipo de análise tão relevante. Nessa pesquisa, por exemplo, foi um problema que implicou na retirada na Argentina do estudo, uma das economias de maior impacto na região mas que não tem praticamente nenhum dado de nível de escolaridade disponível na base do Banco Mundial utilizada nessa pesquisa.

É válida ainda a menção ao esforço de apresentação da fundamentação econométrica dos modelos testados com o objetivo de que o presente artigo possa oferecer uma contribuição aos pesquisadores que tem interesse em explorar dinâmicas regionais ao longo do tempo, uma vez que as regressões em painel são ótimas ferramentas para capturar esse tipo de nuance.

Por fim, ressalta-se aqui a relevância da pluralidade da literatura econômica que buscou-se apresentar neste estudo, em concordância com as pertinentes considerações de Blanchard (2000) quando argumenta que a evolução da Macroeconomia ao longo do século XX se deu com a contribuição de valiosa de diversas perspectivas e escolas de pensamento que enriqueceram este campo de estudo, permitindo uma melhor compreensão da complexidade dos fenômenos econômicos.

### 3.6 Apêndice I - Principais dados e Estatística descritiva

Nesse apêndice é apresentado um resumo dos principais dados da pesquisa no primeiro ano de cada década considerada, além das estatísticas descritivas das variáveis por país.

Tabela F.1: PIB *per capita* - Média por década (US\$ - constante 2015)

Países	1990	2000	2010	2020
Bolívia	1.846	2.167	2.915	3.112
Brasil	6.414	7.440	8.937	8.881
Chile	6.977	9.892	13.106	13.808
Colômbia	4.002	4.476	6.011	6.506
Equador	4.062	4.469	5.787	5.895
Paraguai	4.262	4.275	5.790	6.259
Peru	2.996	3.900	6.079	6.398
Uruguai	9.971	11.367	16.734	17.579

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

As estatísticas descritivas mostraram que o Uruguai teve consistentemente o maior PIB *per capita* entre os países analisados, alcançando um valor médio de US\$ 17.579 em 2020. Em contraste, a Bolívia apresentou os menores valores em todas as décadas, embora tenha registrado crescimento ao longo do período, de US\$ 1.846 em 1990 para US\$ 3.112 em 2020. A análise revelou uma tendência de aumento do PIB *per capita* em todos os países ao longo das décadas, com destaque para o Chile, que registrou um crescimento significativo, passando de US\$ 6.977 em 1990 para US\$ 13.808 em 2020. como pode ser observado (Fig. F.1), as médias evidenciam disparidades econômicas regionais e diferentes dinâmicas de crescimento entre os países sul-americanos analisados.

Tabela F.2: Estatística Descritiva da série PIB *per capita* (US\$ - constante 2015)

Países	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Bolívia	2.404	2.252	534	1.679	3.272
Brasil	7.748	7.813	1.141	5.974	9.367
Chile	10.441	10.831	2.840	5.343	14.272
Colômbia	5.027	4.821	1.047	3.713	6.854
Equador	4.905	4.711	845	3.920	6.238
Paraguai	4.950	4.518	890	3.916	6.432
Peru	4.569	4.250	1.475	2.640	6.662
Uruguai	13.265	11.948	3.388	8.320	18.296

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Observa-se na Tabela F.2 que o Uruguai possui a maior média (US\$ 13.265) e também o maior valor máximo registrado (US\$ 18.296), indicando um padrão de maior desenvolvimento econômico em relação aos demais. O Chile segue com a segunda maior média (US\$ 10.441), mas apresenta maior variabilidade, evidenciada pelo desvio padrão de US\$ 2.840. Em contrapartida, a Bolívia registrou os menores valores médios (US\$ 2.404), com o mínimo de US\$ 1.679 no período analisado.

Tabela F.3: Investimento em Infraestrutura: Formação bruta de capital fixo por PEA - Média por década (US\$ - constante 2015)

Países	1990	2000	2010	2020
Bolívia	547	554	987	891
Brasil	1.887	1.913	2.383	2.218
Chile	1.745	3.035	4.850	4.896
Colômbia	1.152	1.153	1.956	1.725
Equador	1.538	1.276	1.935	1.522
Paraguai	1.711	1.302	1.812	2.053
Peru	867	1.081	2.220	2.138
Uruguai	2.684	2.915	5.095	5.188

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados.

A Tabela F.3 apresenta a média da formação bruta de capital fixo por pessoa economicamente ativa (PEA), em dólares constantes de 2015, ao longo das décadas analisadas. O Uruguai destacou-se como o país com maior investimento médio em infraestrutura em todas as décadas, alcançando US\$ 5.188 em 2020, consolidando sua liderança na região. O Chile também registrou um crescimento

expressivo, com valores que passaram de US\$ 1.745 em 1990 para US\$ 4.896 em 2020. Por outro lado, a Bolívia apresentou os menores níveis de investimento médio, apesar de ter mostrado um aumento significativo entre 1990 (US\$ 547) e 2010 (US\$ 987), seguido por uma leve queda em 2020 (US\$ 891). O Brasil manteve um padrão relativamente estável, com investimentos médios que oscilaram entre US\$ 1.887 e US\$ 2.383, atingindo seu pico na década de 2010. O Paraguai e o Peru também exibiram um crescimento notável, embora tenham registrado pequenas quedas em 2020 em comparação com a década anterior. A Colômbia e o Equador apresentaram trajetórias mais irregulares, com oscilações ao longo do período, enquanto os valores médios do Equador diminuíram em 2020, revertendo os avanços das décadas anteriores.

Tabela F.4: Estatística Descritiva da série Formação bruta de capital fixo por PEA (US\$ - constante 2015)

Países	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Bolívia	719	668	237	380	1.166
Brasil	2.080	2.005	321	1.668	2.833
Chile	3.409	3.571	1.432	1.084	5.280
Colômbia	1.456	1.483	443	746	2.135
Equador	1.576	1.613	337	926	2.328
Paraguai	1.661	1.762	288	1.128	2.190
Peru	1.477	1.234	664	620	2.525
Uruguai	3.756	3.449	1.298	1.665	5.840

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Tabela F.5: Abertura Comercial: Exportações *per capita* - Média por década (US\$ - constante 2015)

Países	1990	2000	2010	2020
Bolívia	448	675	861	747
Brasil	564	887	1.142	1.237
Chile	1.934	3.514	3.930	3.629
Colômbia	522	740	950	874
Equador	1.185	1.275	1.340	1.393
Paraguai	1.440	1.545	2.124	2.136
Peru	542	1.033	1.415	1.474
Uruguai	1.413	2.376	3.839	4.071

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados.

A tabela F.5 apresenta as médias das exportações per capita, em dólares constantes de 2015, ao longo das décadas analisadas. O Uruguai destacou-se com o maior crescimento proporcional, atingindo US\$ 4.071 em 2020, seguido de perto pelo Chile, que alcançou US\$ 3.629 na mesma década. Ambos os países mostraram consistência na expansão de suas exportações. O Brasil apresentou um crescimento gradual, com valores que subiram de US\$ 564 em 1990 para US\$ 1.237 em 2020, enquanto o Paraguai também manteve um aumento constante, atingindo US\$ 2.136 na última década. Por outro lado, a Bolívia apresentou flutuações, com uma redução entre 2010 (US\$ 861) e 2020 (US\$ 747). Países como o Equador e o Peru demonstraram um crescimento mais moderado, com aumentos graduais ao longo das décadas, enquanto a Colômbia registrou um leve declínio nas exportações per capita na última década, passando de US\$ 950 em 2010 para US\$ 874 em 2020.

Tabela F.6: Estatística Descritiva da série Exportações *per capita* (US\$ - constante 2015)

Países	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Bolívia	672	728	183	381	998
Brasil	908	1.001	274	491	1.287
Chile	3.185	3.631	910	1.283	4.097
Colômbia	754	790	187	432	982
Equador	1.282	1.311	132	902	1.480
Paraguai	1.754	1.743	382	1.128	2.630
Peru	1.053	1.180	400	419	1.592
Uruguai	2.722	2.809	1.142	1.053	4.414

**Fonte:** Elaborado pelos autores.



Tabela F.7: Abertura Comercial: Importações *per capita* - Média por década (US\$ - constante 2015)

Países	1990	2000	2010	2020
Bolívia	553	717	1.047	927
Brasil	612	771	1.329	1.261
Chile	1.255	2.543	4.207	4.479
Colômbia	520	699	1.321	1.477
Equador	910	1.091	1.463	1.426
Paraguai	1.353	1.323	2.016	2.238
Peru	486	736	1.483	1.590
Uruguai	1.548	2.175	3.881	4.293

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados.

Como pode ser visto na Tabela F.7, o Chile e o Uruguai destacaram-se como os países com os maiores valores em todas as décadas, refletindo maior abertura comercial e dependência de bens importados. Em 2020, o Chile registrou a maior média (US\$ 4.479), seguido pelo Uruguai (US\$ 4.293), ambos apresentando uma trajetória de crescimento contínuo desde 1990. O Paraguai também demonstrou aumento expressivo, passando de US\$ 1.353 em 1990 para US\$ 2.238 em 2020, consolidando sua posição como uma das economias mais abertas em termos de importações per capita na região. O Brasil apresentou crescimento até 2010, atingindo US\$ 1.329, mas registrou uma leve redução para US\$ 1.261 em 2020. Por outro lado, a Bolívia apresentou menor variabilidade ao longo do período, embora tenha registrado uma leve queda em 2020 (US\$ 927) após atingir um pico de US\$ 1.047 em 2010. Países como Equador, Colômbia e Peru mostraram aumentos moderados, refletindo um crescimento gradual nas importações.

Tabela F.8: Estatística Descritiva da série Importações *per capita* (US\$ - constante 2015)

Países	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Bolívia	791	775	221	440	1.192
Brasil	946	866	341	446	1.522
Chile	2.882	3.014	1.380	729	4.951
Colômbia	921	840	421	271	1.785
Equador	1.187	1.189	274	743	1.605
Paraguai	1.643	1.605	435	979	2.641
Peru	983	851	487	306	1.708
Uruguai	2.741	2.457	1.188	823	4.921

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Tabela F.9: Capital Humano: estimativa de trabalhadores com Educação Básica - Média por década (Milhões)

Países	1990	2000	2010	2020
Bolívia	0,17	2,13	3,37	4,74
Brasil	-	54,25	82,68	101,00
Chile	-	5,29	9,27	10,93
Colômbia	0,90	10,74	18,11	23,52
Equador	0,31	3,01	5,89	5,34
Paraguai	0,07	1,19	2,05	1,92
Peru	0,66	9,23	11,75	14,59
Uruguai	0,09	0,45	1,23	1,04

**Fonte:** Elaborado pelos autores com base nos dados coletados.

Observa-se que o Brasil lidera em números absolutos, com um crescimento significativo, passando de 54,25 milhões em 2000 para 101,00 milhões em 2020, o que reflete sua posição como a economia mais populosa da região. A Colômbia segue com uma trajetória ascendente notável, saltando de 0,90 milhões em 1990 para 23,52 milhões em 2020, destacando avanços no acesso à educação básica (F.9). O Chile e o Peru também apresentam aumentos expressivos, atingindo 10,93 milhões e 14,59 milhões em 2020, respectivamente, evidenciando melhorias em suas forças de trabalho qualificadas. Em contrapartida, o Equador mostrou um crescimento até 2010 (5,89 milhões), mas registrou uma leve queda para 5,34 milhões em 2020. A Bolívia demonstrou um crescimento consistente, saindo de 0,17 milhões em 1990 para 4,74 milhões em 2020, enquanto o Paraguai e o Uruguai apresentam números mais modestos, com o Paraguai atingindo 1,92 milhões

e o Uruguai, após um aumento em 2010 (1,23 milhões), registrando uma redução para 1,04 milhões em 2020.

Tabela F.10: Estatística Descritiva da série Trabalhadores com Educação Básica (Milhões)

Países	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Bolívia	3,29	3,42	1,02	1,72	5,00
Brasil	77,10	78,39	17,41	49,90	104,60
Chile	9,02	8,96	1,35	6,46	11,19
Colômbia	17,02	16,43	4,24	9,01	24,47
Equador	5,40	5,34	1,22	3,06	7,26
Paraguai	1,77	1,80	0,54	0,72	2,68
Peru	10,99	10,71	2,31	6,57	16,54
Uruguai	1,21	1,23	0,14	0,85	1,41

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

The background image shows several Brazilian banknotes and coins scattered on a light-colored wooden surface. A prominent 200 Real banknote is in the center, with the text 'BANCO CENTRAL DO BRASIL' and '200 REAIS' visible. Other banknotes of different denominations and colors (yellow, blue) are partially visible. A variety of coins, including gold, silver, and copper ones, are also scattered around the banknotes. A semi-transparent green box with a white border is overlaid on the image, containing the section title.

#### 4. Inflação e Crescimento Econômico



# Impacto da Inflação no Crescimento Econômico: Uma Análise Econométrica para o Brasil utilizando o modelo VEC (Vector Error Correction)

Fernanda de Oliveira e Silva  
Marina de Oliveira Guimarães  
Jessica Facioli  
Daiane Rodrigues dos Santos

## Resumo

O impacto da inflação sobre o crescimento econômico constitui um dos temas mais versados na literatura econômica, em virtude de sua influência direta sobre o bem-estar social, a competitividade dos mercados e a capacidade de elaboração de políticas públicas eficazes. O presente estudo investigou a relação entre inflação e crescimento econômico no Brasil, com foco nas dinâmicas de curto e longo prazo em contextos macroeconômicos. A análise baseou-se em dados trimestrais de 1996 a 2024 e utilizou o modelo de Correção de Erros Vetoriais (VEC) para explorar relações de cointegração entre variáveis-chave, como PIB, inflação, consumo das famílias, consumo do governo e formação bruta de capital fixo. Evidenciou-se que a inflação elevada impacta negativamente o crescimento econômico no período de um ano a frente, podendo inibir investimentos e reduzir o poder de compra. No período analisado, o PIB demonstrou capacidade de recuperação, ajustando-se aos choques iniciais. A metodologia incluiu transformações logarítmicas e diferenciações para tratar a não estacionariedade das séries temporais. Testes diagnósticos validaram a robustez do modelo, apontando a ausência de autocorrelação e normalidade dos resíduos. Os resultados destacam a importância de políticas econômicas que conciliem estabilidade de preços e crescimento sustentável, fundamentais para mitigar os impactos adversos da inflação em economias emergentes como a brasileira.

**Palavras-chave:** Inflação; Crescimento Econômico; Consumo das Famílias; VEC; Impulso Resposta.

## 4.1 Introdução

O impacto da inflação no crescimento econômico é um tema amplamente debatido na literatura econômica, dada a sua influência direta sobre o bem-estar social, a competitividade do mercado e a capacidade de formulação de políticas públicas eficazes (Fischer (1993); Barro (1995)). A inflação, definida como o aumento contínuo e generalizado dos preços afeta o poder de compra das famílias e também a dinâmica de investimento, produção e distribuição de renda dentro de uma economia. Este tem estudo tem como objetivo explorar essa relação, destacando como a inflação pode tanto inibir o crescimento quanto, em alguns casos, indicar um certo nível de dinamismo econômico.

Ao longo da história, períodos de inflação elevada demonstraram impacto negativo sobre o crescimento econômico, desacelerando o ritmo de investimentos e criando incertezas que desestimulam a expansão empresarial e novas contratações (Michael Bruno e William Easterly (1998)). Em um ambiente inflacionário, as empresas tornam-se cautelosas, adiando decisões de longo prazo e investimentos em infraestrutura. Além disso, o aumento nos preços corrói o poder de compra das famílias, que consequentemente consomem menos, diminuindo a demanda agregada e impactando diretamente a produção industrial e de serviços (Mankiw (2019)). Esse impacto é particularmente severo para as famílias de baixa renda, que destinam uma maior parte de seus rendimentos ao consumo imediato, como alimentos e energia, e são, portanto, mais vulneráveis a choques inflacionários (Blanchard e Johnson (2017)). Quando os preços desses itens básicos aumentam, as famílias de menor renda enfrentam escolhas difíceis entre reduzir o consumo ou comprometer sua poupança, o que pode acentuar a desigualdade social (Agenor e Montiel (2015)).

As empresas também enfrentam pressões significativas durante períodos de inflação alta. O aumento dos custos de produção — devido ao encarecimento de insumos e matérias-primas — geralmente é repassado ao consumidor final, tornando os produtos menos competitivos tanto no mercado doméstico quanto no exterior (Blanchard (2009)). Para muitas empresas, principalmente as de pequeno porte, a volatilidade de preços torna difícil precificar produtos com precisão, prejudicando o planejamento estratégico e a capacidade de realizar investimentos de longo prazo (Taylor e Weinstein (2003)).

Além disso, a inflação elevada traz consequências diretas para os governos, que enfrentam aumentos nos custos de bens e serviços públicos. Isso inclui despesas com infraestrutura, saúde e educação, que, em muitos casos, precisam ser ajustadas para refletir a alta no custo de vida (Krugman (2018)). Tais ajustes implicam em maiores déficits fiscais e podem agravar o ciclo inflacionário. A política monetária, portanto, se torna uma ferramenta importante para controlar a inflação. Ao ajustar a oferta de moeda e a taxa de juros, os governos buscam estabilizar os preços e criar um ambiente propício ao crescimento (Mankiw (2019)).

Um nível moderado de inflação pode ser positivo, particularmente em economias emergentes que estão saindo de recessões ou que precisam aumentar a demanda agregada (Agenor e Montiel (2015)). Contudo, quando a inflação ultrapassa certos limites, ela tende a gerar um ambiente de incerteza e insegurança, desestimulando investimentos e o consumo (Fischer (1993)). Esse é um dos motivos pelos quais muitos economistas defendem a independência dos bancos centrais, são responsáveis por controlar a oferta de moeda e estabelecer metas inflacionárias coerentes com o crescimento sustentável (Taylor e Weinstein (2003)). A adoção de metas de inflação tem sido uma política eficaz para proporcionar maior previsibilidade e confiança aos agentes econômicos (Blanchard e Johnson (2017)).

Adicionalmente, a dinâmica inflacionária exerce influência substancial sobre o setor externo. Em cenários onde a taxa de inflação doméstica supera a de parceiros comerciais, observa-se uma tendência de desvalorização da moeda nacional. Tal desvalorização, conforme apontado por Krugman e Obstfeld (2009), pode impulsionar a competitividade das exportações, simultaneamente elevando o custo das importações. Em economias caracterizadas pela dependência de insumos importados, este fenômeno pode exacerbar a inflação interna, instaurando um ciclo de pressões inflacionárias, conforme detalhado por Mankiw (2019). A eficácia das políticas de controle inflacionário, nesse cenário, esteve ligada à capacidade de conter os efeitos da desvalorização cambial sobre os custos de produção e, por consequência, sobre os preços finais. A análise da elasticidade da demanda por importações e exportações foi relevante para entender como a inflação afetou, de forma líquida, a balança comercial e o desempenho da economia como um todo.

Outro ponto importante é o comportamento dos juros reais em ambientes de inflação elevada. Quando os bancos centrais aumentam as taxas de juros para conter a inflação, o crédito se torna mais caro, desestimulando o consumo e o investimento, freando o crescimento econômico (Barro (1995)). Esse dilema é central em qualquer estratégia de política monetária: ao tentar controlar a

inflação, os governos correm o risco de sacrificar o crescimento de curto prazo, embora a longo prazo essa estratégia possa evitar crises inflacionárias mais severas (Blanchard e Johnson (2017)).

As expectativas dos agentes econômicos também apresentam relação entre inflação e crescimento. Observa-se que, em cenários onde empresários e consumidores mantêm a crença de que a inflação será controlada de forma eficaz, há uma propensão a ajustar seus comportamentos de maneira mais otimista. Este otimismo se manifesta através de um aumento nos investimentos e no consumo, o que, por sua vez, contribui para a sustentação do crescimento econômico (Krugman, 2018). Em contrapartida, a literatura aponta que, caso as expectativas de inflação se desancorem, as empresas podem optar por adiar investimentos, enquanto os consumidores podem reduzir seus gastos. Este comportamento pode desencadear um ciclo de retração econômica, conforme discutido por (Taylor e Weinstein (2003)). Destaca-se, portanto, a importância da comunicação transparente e eficaz por parte das autoridades monetárias, visando ancorar as expectativas inflacionárias e, assim, mitigar os riscos de instabilidade econômica. A credibilidade das políticas de controle inflacionário, nesse contexto, torna-se um fator determinante para a manutenção da estabilidade macroeconômica e o estímulo ao crescimento sustentável.

O impacto da inflação sobre o crescimento econômico varia de acordo com a estrutura produtiva de cada país (Agenor e Montiel (2015)). Economias com setores produtivos diversificados tendem a se adaptar melhor às pressões inflacionárias, redistribuindo os custos de maneira mais eficiente. Já economias dependentes de um único setor, como commodities ou agricultura, são mais vulneráveis a choques inflacionários, exacerbando os efeitos negativos da inflação no crescimento econômico (Michael Bruno e William Easterly (1998)).

Ao longo de extensos períodos, a comunidade de economistas tem recorrido a instrumentos estatísticos, tais como modelos de séries temporais, regressões lineares e métodos de suavização, com o propósito de estimar parâmetros em modelos macroeconômicos (vide Clements e Hendry (2011), Prothero e Wallis (1976), Clements, Franses et al. (2004), Hall e Henry (2014) e Teräsvirta et al. (2005)). Tais técnicas desempenham um papel de relevo na compreensão das interações entre variáveis econômicas e, por conseguinte, na formulação de políticas públicas. A previsão macroeconômica, que abrange indicadores como a inflação e o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), apresenta-se como uma alternativa para orientar decisões tanto no âmbito governamental quanto empresarial. Ressalta-se que a precisão das estimativas e previsões obtidas por meio dessas ferramentas estatísticas é passível de variações, influenciada por fatores como a qualidade dos dados disponíveis, a escolha do modelo e a estabilidade das relações econômicas subjacentes. A análise crítica dos resultados e a consideração de diferentes cenários tornam-se, portanto, elementos chave para a tomada de decisões informadas.

Sendo assim, este estudo propõe uma análise econométrica de como o crescimento econômico do Brasil pode ser afetado pela inflação, utilizando também outras variáveis macroeconômicas relevantes como a formação bruta de capital fixo e o consumo das famílias. Nesta análise, será utilizado o método VEC (Vector Error Correction).

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: Esta introdução; a seção 2, que se dedica ao referencial teórico e inclui uma análise bibliométrica das publicações realizadas nos últimos 20 anos que versam sobre inflação e crescimento econômico; a seção 3, na qual é apresentada a metodologia utilizada; a seção 4, que apresenta e analisa os resultados da modelagem; e a seção 5, que ressalta as conclusões obtidas e tece as considerações finais.

## 4.2 Referencial Teórico

Esta seção foi construída em duas etapas. A primeira apresenta uma análise bibliométrica das publicações envolvendo o estudo da relação entre inflação e crescimento econômico. A bibliometria é uma abordagem científica interdisciplinar que fornece análises quantitativas da produção científica relacionada a um determinado tema, considerando autores e instituições (Santos e Marques (2023)).



Ela avalia a evolução do tema segundo palavras-chaves específicas, e pode ser utilizada para se identificar de maneira sistematizada as publicações, autores e periódicos mais relevantes, bem como justificar uma pesquisa tanto pela sua relevância quanto pela sua originalidade.

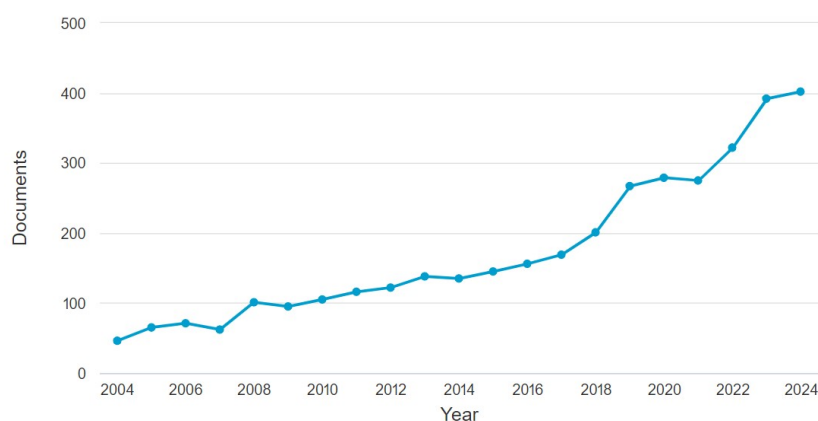
Em seguida, foram selecionadas publicações relevantes e atuais que foram exploradas e tiveram seus resultados apresentados em uma revisão da literatura do tema deste estudo.

#### 4.2.1 Bibliometria

Dada a relevância da técnica, foi realizada uma análise bibliométrica para embasar o presente trabalho. A busca na base de publicações Scopus foi definida para os últimos 20 anos, ou seja, entre os anos de 2004 a 2024, cabendo ressaltar que para o ano de 2024 estão contemplados os resultados até o mês de outubro, quando foi realizada a referida pesquisa. A primeira etapa da bibliometria foi uma pesquisa que empregou apenas as palavras-chave em inglês para inflação e crescimento econômico, ou seja, *inflation and economic growth*. O operador booleano *and* foi utilizado pelo fato de que para este trabalho interessam as publicações que versem sobre ambos os termos e não sobre um ou o outro.

Da análise da Figura 1, pode-se observar que publicações que relacionam inflação e crescimento econômico vêm sendo realizadas em abundância no período considerado. Foram encontrados 3.664 resultados na base Scopus, com tendência linear de aumento no número de publicações ano a ano. Nota-se inclusive que o ano de 2024, embora inacabado, já ultrapassou o ano de 2023 em número de publicações.

Figura 4.1: Evolução anual do número de publicações que relacionam inflação e crescimento econômico.



Fonte: Base de periódicos SCOPUS

A maior parte dos resultados encontrados na pesquisa bibliométrica são artigos, correspondendo 78,1% do total. Entretanto, foram encontrados, ainda que em número bem mais reduzido, outros tipos de publicações, como capítulos de livros e anais de congressos, como se pode verificar na Figura 2. Há uma preferência pela disseminação de resultados por meio de periódicos acadêmicos.

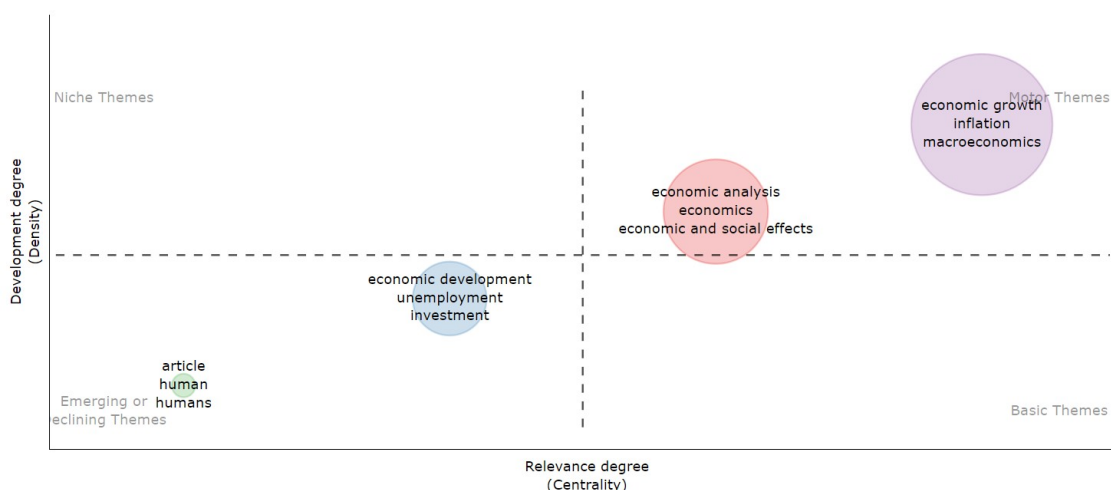


Elaborou-se também um mapa temático, apresentado na Figura 4, que ajuda a posicionar clusters de temas relevância ou obsolescência. O mapa temático se divide em quatro nichos, a saber: Temas motores (quadrante superior direito), temas básicos (quadrante inferior direito), temas emergentes/em desaparecimento (quadrante inferior esquerdo) e temas de nicho (quadrante superior esquerdo).

A distribuição dos temas entre os quadrantes leva em conta duas dimensões: Centralidade (eixo x) e densidade (eixo y). O grau de centralidade indica a importância de um tema dentro de uma rede de palavras. Temas mais centrais são os mais influentes. Já o grau de densidade se refere à coesão de termos dentro de um cluster, ou seja, quanto maior a densidade mais coesos entre si são os temas. Desta forma, os temas motores são os mais importantes e influentes, sendo impulsionadores da pesquisa. Temas inseridos em clusters posicionados neste quadrante possuem forte coesão, como se nota, da Figura 4, que estão os temas de inflação e crescimento econômico dentro da pesquisa macroeconômica.

Os temas básicos podem ser considerados fundamentais na pesquisa, entretanto os temas contidos nos clusters localizados neste quadrante possuem baixa coesão. Por sua vez, os temas emergentes/em desaparecimento apresentam tanto centralidade quanto densidade baixa, podendo indicar tanto que estão em desenvolvimento quanto que vêm perdendo a relevância. Por fim, os temas de nicho são muito específico e embora apresentem alta coesão interna, pouco influenciam na pesquisa como um todo.

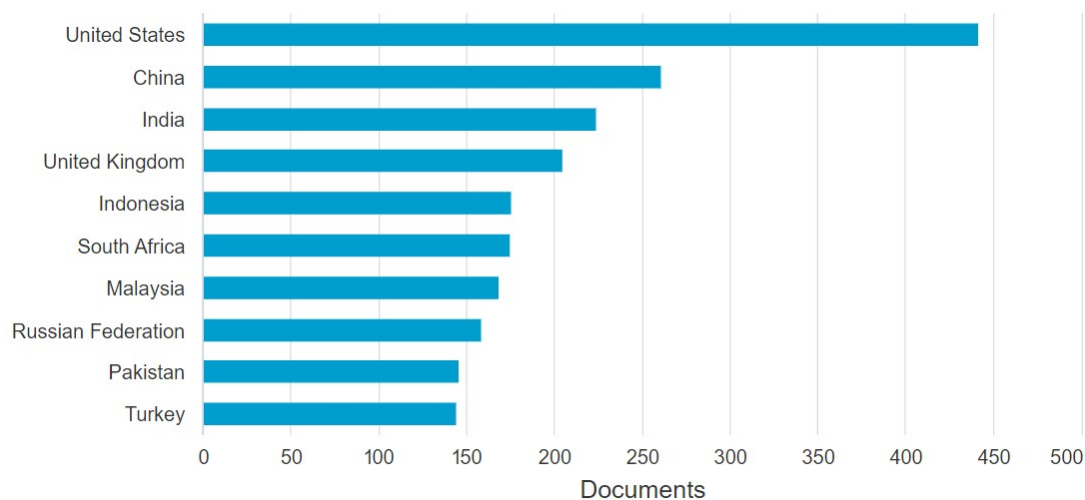
Figura 4.4: Mapa temático da revisão bibliométrica.



Fonte: Elaboração própria utilizando-se o pacote Bibliometrix, disponível no software R, a partir das informações presentes na base de periódicos SCOPUS

Da Figura 5, pode-se observar que os Estados Unidos lidera a produção científica relacionada a inflação e crescimento econômico, seguidos pela China e pela Índia.

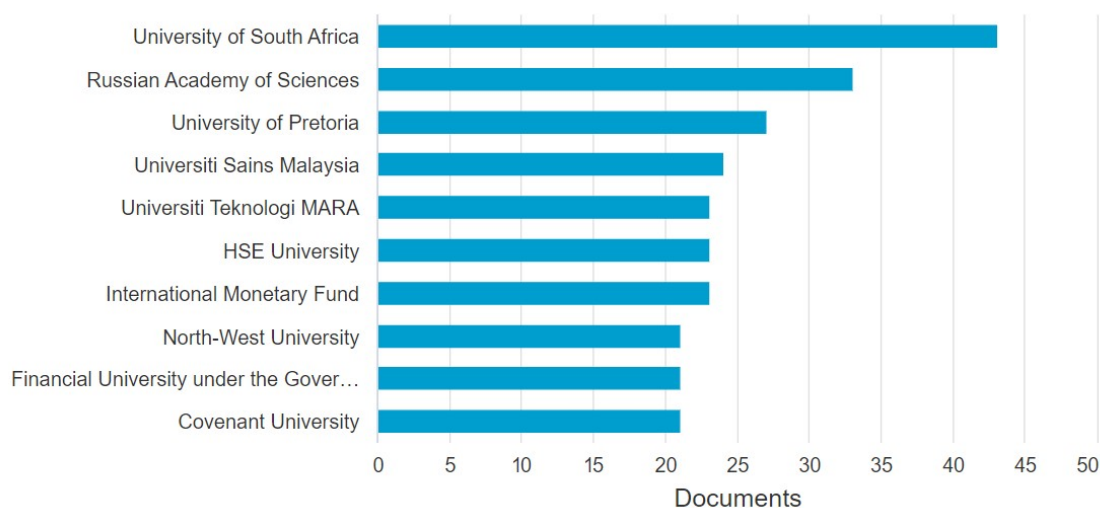
Figura 4.5: Produção científica por país.



Fonte: Base de periódicos SCOPUS

Entretanto, da Figura 6 observa que, no que diz respeito à afiliação institucional dos autores, a Universidade da África do Sul lidera a produção científica, seguida pela Academia Russa de Ciências e pela Universidade de Pretória, esta também localizada na África do Sul.

Figura 4.6: Produção científica por afiliação.



Fonte: Base de periódicos SCOPUS

### 4.2.2 Revisão da Literatura

A Tabela B.1 é resultado da análise bibliométrica apresentada na seção anterior, e apresenta as dez publicações mais relevantes na temática da relação entre inflação e crescimento econômico, segundo o critério de classificação por relevância da base de periódicos Scopus.

Tabela B.1: As dez publicações mais relevantes na temática de inflação e crescimento econômico segundo a base Scopus.

Classificação	Título	Autor(es)	Periódico	Ano
1	Optimal inflation threshold and economic growth: Ordinal regression model analysis	Van Dinh, D.	Journal of Asian Finance, Economics and Business	2020
2	Inflation, Inflation Uncertainty and the Economic Growth Nexus: A Review of the Literature	Mandeya, S.M.T., Ho, S.-Y.	Folia Oeconomica Stetinensia	2022
3	The common trend and cointegration cycle of economic growth and inflation in China	Zhang, J., Ouyang, Z.	Xitong Gongcheng Lilun yu Shijian/System Engineering Theory and Practice	2021
4	Inflation and Economic Growth in Zimbabwe: Is there Any Inflation Threshold Level?	Runganga, R.	International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting	2020
5	A study on cointegration between inflation and economic growth in India	Goud, R.G., Reddy, M.K.	AIP Conference Proceedings	2020
6	The Indian inflation-growth relationship revisited: robust evidence from time-frequency analysis	Tiwari, A.K., Olayeni, R.O., Olofin, S.A., Chang, T.	Applied Economics	2019
7	Inflation threshold effect on economic growth in turkey	Esen, Ö., Aydin, C., Aydin, R.	Journal of Advanced Research in Law and Economics	2016
8	The long run relation between inflation and economic growth in Iran	Dehbashi, V.	Life Science Journal	2012
9	Nonlinear relation between inflation and economic growth: Evidence from China	Chen, J., Du, X.	Advanced Materials Research	2012
10	Analysis of the optimal inflation rate in the economic growth process of a developing country: The case of South Africa	Meyer, D.F., Hassan, A.S.	Journal of Infrastructure, Policy and Development	2024

Fonte: Base de periódicos SCOPUS

Van (2020) investigou a relação entre a taxa de inflação e o crescimento econômico com o objetivo de determinar o limite ótimo de inflação que conduza ao crescimento econômico. O Van (2020) concluiu que um limite ótimo de inflação é fundamental para o crescimento econômico, pois a taxa de inflação está positivamente relacionada ao crescimento econômico. Utilizando modelos de mínimos quadrados ordinários e regressão ordinal, o autor concluiu que a meta de inflação adequada para o crescimento econômico é de 4,5%, devendo os governos buscarem estabilizar o índice de inflação em torno deste limite ótimo para atingir o crescimento econômico.

Os resultados de Van (2020) mostram a importância da inflação e do crescimento econômico. De acordo com os autores, se a taxa de inflação exceder o limite de inflação ideal, isso causará a diminuição do crescimento do PIB. Portanto, deve-se considerar as seguintes questões: a inflação e o crescimento econômico existem no relacionamento de curto e longo prazo, então o Governo precisa ter uma solução abrangente entre políticas macroeconômicas, política monetária, política fiscal e outras políticas para controlar e manter a inflação e estimular o crescimento.

Para a economia do Vietnã, o limite de inflação ideal é de 4,5%. Ainda no curto prazo, de acordo com Van (2020), é necessário estabelecer medidas para promover o crescimento econômico e controlar a inflação em um nível apropriado. No entanto, os resultados da pesquisa mostram que há uma relação positiva entre inflação e crescimento econômico de curto prazo que não causa inflação. o Governo deve definir uma meta prioritária para o crescimento econômico sustentável. Para Van (2020) a política de gestão econômica, o Governo precisa definir metas específicas para garantir que o crescimento econômico e o controle da inflação estejam no limite ideal de inflação. Além disso, o Governo não deve esperar uma alta taxa de crescimento ao afrouxar a política monetária, o que causará alta inflação.

Mandeya e Ho (2022) realizaram uma extensa revisão da literatura acerca da inflação, a incerteza sobre a inflação e o crescimento econômico, concluindo que os estudos que estimaram separadamente o papel da inflação ou da incerteza da inflação sobre o crescimento econômico encontraram resultados mistos. Para Mandeya e Ho (2022), estudos que estimaram o impacto conjunto de ambas as variáveis sobre o crescimento econômico chegaram à conclusão de que a inflação prejudica o crescimento econômico, enquanto a literatura ainda permanece inconclusiva sobre a incerteza da inflação.

Assim, segundo Mandeya e Ho (2022), os estudos que investigaram o papel isolado da inflação ou da incerteza inflacionária sobre o crescimento econômico apresentaram resultados heterogêneos. Alguns trabalhos sugerem que a inflação tem um efeito negativo sobre o crescimento, principalmente

em economias com níveis de inflação persistentemente elevados, onde a desvalorização do poder de compra, a instabilidade nos preços relativos e a distorção nos incentivos ao investimento e ao consumo se tornam mais evidentes (MANDEYA; HO, 2022). Porém, em outros estudos há níveis moderados de inflação podem ter um efeito neutro ou até levemente positivo, dependendo do contexto macroeconômico e do grau de desenvolvimento do país (MANDEYA; HO, 2022)

Quanto à incerteza inflacionária, os resultados encontrados na literatura permanecem mais ambíguos. Para Mandeya e Ho (2022), enquanto algumas análises indicam que a volatilidade nos preços reduz a confiança dos agentes econômicos, desincentiva o investimento de longo prazo e introduz riscos adicionais para o crescimento, outros estudos sugerem que a incerteza inflacionária pode levar a ajustes nas expectativas que estimulam a adoção de práticas mais conservadoras e resilientes por parte das empresas e investidores. A revisão de Mandeya e Ho (2022) destaca que a inflação, de maneira geral, exerce um impacto negativo sobre o crescimento econômico ao desestabilizar os fundamentos macroeconômicos. Mas os efeitos da incerteza inflacionária permanecem inconclusivos na literatura, refletindo a complexidade das interações entre as variáveis macroeconômicas e o comportamento dos agentes econômicos em diferentes contextos institucionais e estruturais.

Jie e Zhigang (2021) concluíram que o investimento, o consumo, os gastos públicos, a política monetária e a abertura ao exterior são os principais fatores para manter o crescimento econômico e a inflação na faixa razoável. Segundo aqueles autores, o crescimento econômico e a inflação formaram uma tendência comum e um ciclo codependente, o que significa que estas variáveis se movem juntas e que ambas afetam suas flutuações de forma mútua. Para Jie e Zhigang (2021) a transformação da estrutura econômica da China influenciou a natureza dessa relação. Após a transformação, a tendência de crescimento econômico desacelerou, levando à necessidade de se ajustar a meta de inflação. Após a transformação, o crescimento econômico e a inflação configuraram uma nova situação "comum", segundo Jie e Zhigang (2021), na qual a taxa de crescimento econômico tende a diminuir lentamente, mas de forma instável. Para uma meta de crescimento econômico superior a 6,5% sob a nova norma, a meta de inflação deve ser ligeiramente inferior a 2% (JIE; ZHIGANG, 2021).

O estudo de Jie e Zhigang (2021) sugere que os formuladores de políticas econômicas e monetárias devem considerar a complexa interação entre crescimento econômico e inflação na sua elaboração. Dessa forma, entender a tendência comum e o ciclo codependente, os formuladores de políticas podem tomar decisões embasadas que mantenham o equilíbrio entre o crescimento econômico e a estabilidade de preços.

O estudo de Runganga (2020) versou sobre a relação entre inflação e crescimento econômico no Zimbábue. Utilizando dados que foram de 1981 a 2018, os autores concluíram que formuladores de políticas devem garantir que a inflação permaneça abaixo do limiar de 4%, o que deve ser a meta de inflação para alcançar um maior crescimento econômico no país. Via modelagem de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (DOLS), o estudo de Runganga (2020) mostrou que a inflação tem um impacto negativo no crescimento econômico e que a participação da formação bruta de capital no PIB tem um impacto positivo. Além disso, mostrou via Mínimos Quadrados Condicionais que existe uma relação não linear entre inflação e crescimento econômico.

Goud e Reddy (2020) estudaram a relação entre inflação e crescimento econômico para a Índia. Partindo do ponto de que as evidências empíricas e teóricas apontam três tipos de relação entre inflação e crescimento econômico, a saber negativa, positiva e inexistente, a proposta dos autores foi investigar a relação entre crescimento econômico e inflação no país durante o período de 1980 a 2016, utilizando várias técnicas de cointegração e correlação. Para Goud e Reddy (2020), o coeficiente de correlação sugeriu que existe uma relação negativa e fraca entre o crescimento econômico e a inflação. Os testes de cointegração de Engle-Granger, de Johansen e de Phillips-Ouliaris, por sua vez, revelaram que as variáveis crescimento econômico e inflação não são cointegradas, ou seja, não há uma relação de longo prazo entre as variáveis no contexto da Índia

considerando o período abordado no estudo.

De acordo com Aviral Kumar Tiwari Richard O. Olayeni e Chang (2019) a relação entre a inflação e o crescimento econômico no contexto da economia indiana, utilizando as técnicas de correlação wavelet, correlação cruzada wavelet e teste de causalidade de Granger escala por escala. Os pesquisadores encontraram alta e crescente dependência entre inflação e crescimento econômico, particularmente após meados de 2002, mas concluíram não haver relação causal de longo prazo entre as duas variáveis no longo prazo.

Segundo Chen e Du (2012) a relação entre inflação e crescimento econômico na economia chinesa, utilizando dados trimestrais de 1992 a 2011. Os autores aplicaram um modelo de regressão de transição suave, tendo concluído que existem relações de causalidade de Granger bidirecionais entre inflação e crescimento econômico, e que a inflação tem impactos não lineares significativos no crescimento econômico. O estudo de Chen e Du (2012) utiliza dados trimestrais do CPI e do GDP na China entre 1992 e 2011, aplicando um modelo STR para capturar a relação não linear entre inflação e crescimento econômico.

A metodologia de Chen e Du (2012) destaca o modelo geral de regressão de transição suave, que considera transições contínuas entre diferentes regimes econômicos, modelando a relação entre as variáveis com base em funções de transição específicas. Adicionalmente, os resultados de Chen e Du (2012) indicam que existem relações de causalidade bidirecional (Granger causality) entre inflação e crescimento econômico, e que a inflação exerce impactos não lineares significativos sobre o crescimento econômico.

Em Meyer e Hassan (2024) estudaram a relação entre inflação e crescimento econômico na África do Sul. Com o objetivo de determinar o limite ótimo da inflação para o crescimento da economia, os autores aplicaram as técnicas de modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ARDL) e modelos autorregressivos com limiar (TAR) a dados trimestrais do período de 1995 a 2002. As estimativas do ARDL demonstraram que a relação entre inflação e crescimento econômico é não linear e assume a forma de um U invertido no longo prazo. Entretanto, para Meyer e Hassan (2024), no curto prazo, esta relação é linear e inversa, indicando que um aumento na taxa de inflação leva a diminuição do crescimento econômico.

No longo prazo, para Meyer e Hassan (2024) as taxas de inflação mais baixas ajudam a manter o crescimento econômico em trajetória ascendente, enquanto taxas de inflação elevadas acima do limiar de 6% prejudicam o crescimento econômico. O resultado de longo prazo é corroborado pelas regressões de limiar, que também calcularam o limiar da taxa de inflação em 6%. Esta pesquisa constrói sobre a literatura existente para o país e contribui refinando os limiares de inflação sugeridos. Estudos anteriores sobre a África do Sul, como os de Leshoro (2012) e Phiri (2018), propuseram limiares de inflação de 4% e 5,3%, respectivamente.

Para Meyer e Hassan (2024), a estimativa do limiar de inflação em 6% pelo estudo de Meyer & Hassan indica que a importância de se reconhecer a natureza evolutiva das condições macroeconômicas na África do Sul e a necessidade de reavaliações periódicas das metas de inflação ótimas. Por último, os autores ressaltaram a dificuldade de se obter algumas variáveis com periodicidade trimestral. O presente estudo encontrou a mesma dificuldade, não conseguindo incorporar as variáveis taxa SELIC e taxa de câmbio pelo mesmo motivo.

## 4.3 Metodologia

O modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) é bastante utilizado na análise de séries temporais interdependentes, especialmente quando as variáveis apresentam uma relação de cointegração. Desenvolvido como uma extensão do modelo VAR (Vector Autoregressive), o VEC ganha destaque pela capacidade de lidar com séries não estacionárias que compartilham uma relação de longo prazo, o que garante que desvios em torno dessa relação sejam gradualmente corrigidos ao longo do tempo. Essa abordagem foi inicialmente explorada por (R. F. Engle e C. W. J. Granger (1987)), que



destacaram a importância do conceito de cointegração em econometria para capturar a dinâmica de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas.

O modelo VEC é projetado para descrever as relações de curto prazo entre as variáveis enquanto ele incorpora as restrições de longo prazo necessárias pela cointegração. Essa característica o torna útil para a análise de políticas econômicas e previsão de variáveis macroeconômicas, que pode ser usado para capturar tanto as flutuações de curto prazo quanto as tendências de longo prazo. S. Johansen (1988) foi um dos pioneiros no desenvolvimento de métodos para estimar e testar a cointegração em sistemas multivariados, ampliando a aplicabilidade do modelo VEC.

A principal vantagem do VEC é a capacidade de modelar simultaneamente a dinâmica de curto prazo e o equilíbrio de longo prazo, o que o diferencia do modelo VAR clássico. Enquanto o VAR assume que todas as variáveis são estacionárias ou transformadas para estacionariedade, o VEC permite que variáveis não estacionárias, mas cointegradas, sejam incluídas diretamente no modelo. Essa abordagem pode ser utilizada em cenários onde as relações econômicas são governadas por forças de longo prazo, como a ligação entre investimento e PIB, ou entre taxas de câmbio e inflação, (Hamilton (1994)). O modelo VEC supramencionado apresenta desafios, uma das limitações é a necessidade de identificar e testar corretamente as relações de cointegração, que pode ser algo complexo em sistemas com muitas variáveis.

De acordo com Juselius (2006), o modelo é sensível à escolha do número de vetores de cointegração, que deve ser determinado com base em testes, como o teste de traço e o teste da máxima autovalor. O modelo VEC oferece uma representação poderosa e informativa das interações dinâmicas entre variáveis econômicas. Trabalhos recentes demonstraram a aplicabilidade do modelo VEC em diversos contextos econômicos. Por exemplo, estudos como os de Pedroni (2021) exploraram o uso do VEC na análise de choques econômicos e seus efeitos de longo prazo em economias abertas. Esses estudos mostram que o modelo pode capturar como variáveis ajustam-se ao equilíbrio após choques exógenos.

O modelo VEC tem sido aplicado na análise de políticas monetárias e fiscais. Autores como Lütkepohl e Krätzig (2004) demonstraram que o VEC é particularmente útil para avaliar os impactos de políticas econômicas em cenários onde as variáveis de interesse, como taxa de juros e inflação, possuem relações de cointegração. O modelo ajuda a entender como os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo influenciam as dinâmicas de curto prazo. Logo, o VEC é reconhecido por sua flexibilidade em análises que exigem a consideração simultânea de relações estáveis de longo prazo e ajustes dinâmicos de curto prazo (Asali (2008)).

### 4.3.1 Estrutura Matemática do Modelo VEC

O modelo VEC (Vector Error Correction) é uma extensão do modelo VAR (Vector Autoregressive) aplicado a séries temporais não estacionárias que possuem relações de cointegração (vide Zivot e Wang (2006)). Sua estrutura básica combina as dinâmicas de curto prazo com os ajustes para o equilíbrio de longo prazo, capturando assim as interações entre as variáveis.

#### Modelo VAR e Transição para VEC

O modelo VAR de ordem ( $p$ ) para um vetor de variáveis endógenas ( $\mathbf{y}_t \in \mathbb{R}^k$ ) é definido por:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \cdots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad (4.1)$$

onde:

- ( $\mathbf{A}_i$ ) são matrizes de coeficientes ( $k$ ),
- ( $\mathbf{u}_t \sim N(0, \Sigma_u)$ ) é um vetor de resíduos iid com média zero e matriz de covariância ( $\Sigma_u$ ) e
- ( $\mathbf{u}_t \sim N(0, \Sigma_u)$ ) é um vetor de resíduos iid com média zero e matriz de covariância ( $\Sigma_u$ ).

Se as variáveis ( $\mathbf{y}_t$ ) são integradas de ordem 1 (I(1)) e cointegradas, a formulação do modelo VAR pode ser reescrita na forma de diferenças para incluir os vetores de cointegração. Assim, o modelo VEC é dado por:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{u}_t, \quad (4.2)$$

onde:

- ( $\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_{t-1}$ ) representa as diferenças de primeira ordem,
- ( $\Pi = \alpha \beta'$ ) é a matriz de impacto de longo prazo,
- ( $\Gamma_i$ ) são matrizes de coeficientes ( $k \times k$ ) que capturam as dinâmicas de curto prazo,
- ( $\alpha$ ) ( $(k \times r)$ ) representa os vetores de ajuste (velocidades de correção) e
- ( $\beta$ ) ( $(k \times r)$ ) contém os vetores de cointegração, com ( $r$ ) sendo o número de vetores cointegrantes.

A matriz ( $\Pi$ ) contém informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis. Caso  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , não há cointegração e o modelo se reduz a um VAR em diferenças. Se  $\text{rank}(\Pi) = k$ , as variáveis são estacionárias em nível. Quando  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < k$ , existem ( $r$ ) vetores de cointegração, e o modelo VEC é apropriado.

Segundo (Søren Johansen (1991)), os vetores cointegrantes  $\beta' \mathbf{y}_{t-1}$  representam combinações lineares das variáveis que são estacionárias, enquanto  $\alpha$  define as velocidades de ajuste em direção ao equilíbrio de longo prazo.

No âmbito dos Modelos de Correção de Erros Vetoriais (VECM), as dinâmicas de curto prazo é capturada pelas diferenças de primeira ordem, representadas por  $\Delta \mathbf{y}_{t-i}$ . Essas diferenças estão relacionadas as variações instantâneas que não são explicadas pelas relações de longo prazo, permitindo uma análise mais granular das respostas das variáveis a choques e mudanças repentinas. Por sua vez, As matrizes  $\Gamma_i$  modelam as interdependências dessas mudanças representam as interdependências dessas mudanças ao longo do tempo. Elas fornecem uma estrutura matemática que permite avaliar como as variações em uma variável podem influenciar as demais, considerando as relações de curto prazo.

Destaca-se que o termo  $\Pi \mathbf{y}_{t-1} = \alpha \beta' \mathbf{y}_{t-1}$  ajusta os desvios do equilíbrio de longo prazo. Este mecanismo pode capturar choques exógenos ou desequilíbrios temporários afetam o sistema econômico ao longo do tempo. Søren Johansen (1991) propôs um método de máxima verossimilhança para estimar  $\Pi$ ,  $\alpha$ , e  $\beta$ . Os testes de cointegração de Johansen envolvem a análise dos valores próprios da matriz  $\Pi$  para determinar ( $r$ ): O teste do traço ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) verifica a hipótese nula de que há, no máximo, ( $r$ ) vetores de cointegração. O teste de valor máximo ( $\lambda_{\text{max}}$ ) avalia a hipótese de que o número de vetores de cointegração é exatamente ( $r$ ).

#### 4.3.2 Impacto da Inflação no Crescimento Econômico com Modelo VEC

No Brasil, a inflação possui um impacto relevante no desempenho econômico, especialmente em períodos marcados por instabilidade macroeconômica. Estudos recentes, como os de (M. Bruno e W. Easterly (2021)), mostram que taxas de inflação elevadas em economias emergentes podem limitar o crescimento ao aumentar a incerteza e reduzir a previsibilidade, desestimulando investimentos produtivos. Além disso, a inflação reduz o poder de compra da população, prejudicando o consumo, componente chave do Produto Interno Bruto (PIB). Nesse contexto, modelos econométricos, como o Modelo de Correção de Erros (VEC), são instrumentos amplamente utilizados para analisar as interações de longo prazo entre variáveis macroeconômicas.

Pesquisas brasileiras que empregam o modelo VEC enfatizam a sua capacidade de capturar relações de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas, mesmo em cenários sujeitos a frequentes mudanças estruturais. Segundo (Andrade et al. (2023)), o VEC permite avaliar como

choques inflacionários afetam as condições de equilíbrio, ajustando as variáveis ao longo do tempo. Isso é particularmente importante em economias como a brasileira, onde a política monetária e os choques externos frequentemente alteram os padrões de comportamento macroeconômico.

4.3.3 Estruturação do Modelo VEC para Análise de Inflação e Crescimento no Brasil

Como supramencionado, o modelo VEC é uma extensão do VAR projetada para trabalhar com séries temporais integradas (não estacionárias mas cointegradas). Essa cointegração indica que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, apesar de flutuações de curto prazo. No Brasil, o modelo pode incluir variáveis como taxa de inflação, PIB, consumo das famílias e formação bruta de capital fixo, dentre outras, proporcionando uma análise de resultado do impacto da inflação no crescimento econômico (vide Fonseca et al. (2023), Rocha Gonçalves e Oliveira Passos (sem data) e Santos, Ferreira et al. (2015)).

4.4 Modelagem e resultados

O objetivo deste estudo é compreender o impacto da inflação no crescimento econômico no contexto da economia brasileira. A partir do sistema de contas nacionais do IBGE, obtiveram-se ambos os indicadores para o período de 1996 a 2024, em periodicidade trimestral, de forma que o período completo contempla do primeiro trimestre do ano de 1996 ao segundo trimestre do ano de 2024. Além disso, obtiveram-se outras variáveis auxiliares. As variáveis em unidade de medida monetária se encontram em preços correntes de 2024. A Tabela 2 apresenta todas as variáveis que foram obtidas para a elaboração do modelo, informando também a unidade de medida correspondente a cada uma delas e algumas medidas descritivas.

Tabela D.2: Análise descritiva das variáveis utilizadas no presente artigo.

Variável	Unidade de Medida	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
PIB	Milhões de reais	1.104.472,92	932.318,28	762.319,23	189.323,30	2.887.650,28
IPCA	Número índice	3.452,26	3.083,82	1.632,16	1.271,05	6.921,24
PIB agro	Milhões de reais	56.370,96	41.054,57	50.032,12	8.398,88	244.068,48
PIB industrial	Milhões de reais	234.263,27	215.811,83	160.209,50	41.473,60	637.046,60
PIB serviços	Milhões de reais	659.318,49	541.229,54	459.610,79	112.835,61	1.723.916,26
Consumo das famílias	Milhões de reais	693.742,00	560.359,85	485.570,24	125.685,04	1.818.247,90
Consumo do governo	Milhões de reais	211.363,71	175.336,58	145.406,18	35.666,08	595.197,30
FBCF	Milhões de reais	194.299,04	187.690,25	129.166,42	35.403,15	484.442,13
Var. dos estoques	Milhões de reais	3.702,04	2.430,63	26.847,41	-96.154,17	161.380,74
Exportações	Milhões de reais	160.758,45	109.759,58	142.612,59	12.305,88	538.197,09
Importações	Milhões de reais	159.392,33	115.335,21	134.447,56	14.772,80	537.589,10

Fonte: Elaboração própria com base nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE

Como pode ser visto na Tabela D.2, A variável PIB exibe uma média de R\$ 1.104.472,92 milhões. O desvio padrão do PIB é de R\$ 762.319,23 milhões, indicando significativa variabilidade. Este comportamento é consistente com a natureza do PIB, que é influenciado por diversos fatores macroeconômicos e políticas econômicas. A mediana do PIB é inferior à média, situando-se em R\$ 932.318,28 milhões, sugerindo uma distribuição assimétrica à direita, onde valores extremos elevados podem estar influenciando a média para cima.

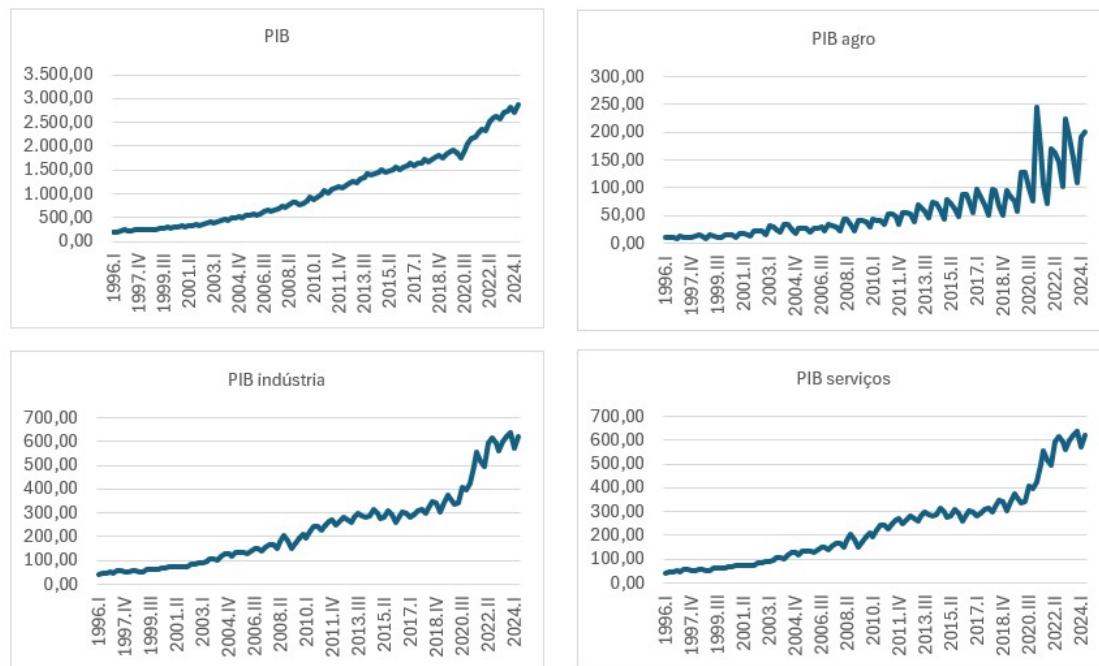
As variáveis que compõem o PIB setorial, como o PIB agro, industrial e de serviços, mostram diferenças marcantes em termos de magnitude e variabilidade. O PIB agro apresenta uma média de R\$ 56.370,96 milhões e um desvio padrão de R\$ 50.032,12 milhões, destacando a variabilidade inerente ao setor. Comparativamente, o PIB industrial e o PIB de serviços possuem médias de R\$ 234.263,27 milhões e R\$ 659.318,49 milhões, respectivamente, com desvios padrão menores em relação ao PIB total, mas ainda significativos. A mediana do consumo das famílias, R\$ 560.359,85 milhões, e do consumo do governo, R\$ 175.336,58 milhões, são inferiores às suas respectivas médias, sugerindo novamente a presença de valores extremos que elevam a média.

A Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), que representa o investimento em ativos fixos na economia, apresentou uma média de R\$ 194.299,04 milhões. O desvio padrão de R\$ 129.166,42 milhões indica uma variação significativa nos níveis de investimento ao longo do tempo. A mediana da FBCF, R\$ 187.690,25 milhões, é bastante próxima da média, indicando uma distribuição relativamente simétrica, porém ainda sujeita a variações econômicas cíclicas (D.2). Por outro lado, o IPCA, que mede a inflação ao consumidor, apresentou uma média de 3.452,26, com um desvio padrão de 1.632,16, evidenciando a volatilidade dos preços ao consumidor no período analisado. Essa variabilidade pode ser atribuída a fatores como oscilações nos preços de commodities, políticas monetárias, e variações na demanda interna e externa.

Os gráficos das séries temporais apresentadas na Tabela D.2 estão contidos nas figuras de 7 a 10. A Figura 4.7 com PIB total, demonstra uma tendência clara de crescimento consistente ao longo das últimas décadas. A curva apresenta inclinação positiva, refletindo a expansão econômica do país. Contudo, observa-se uma desaceleração em determinados períodos, como durante a crise financeira global de 2008 e a recessão interna de 2015-2016, seguidas por períodos de recuperação. A partir de 2020, nota-se uma leve instabilidade associada aos impactos econômicos da pandemia de COVID-19, mas com uma retomada visível nos trimestres subsequentes. O PIB agropecuário exibe um comportamento mais volátil em comparação ao PIB total, com oscilações significativas em períodos curtos.

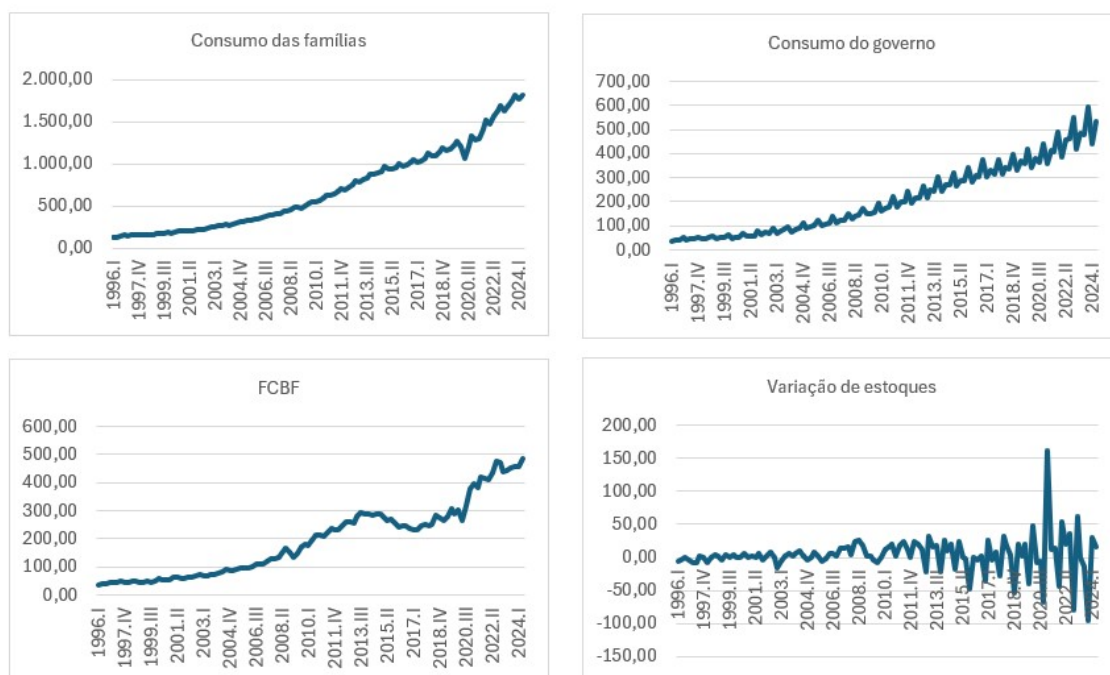
O gráfico do PIB industrial também apresenta uma tendência de crescimento ao longo do tempo, mas com maior estabilidade do que o setor agro (Figura 4.7). Como pode ser observado, o PIB de serviços apresentou um comportamento semelhante ao PIB total, com crescimento contínuo ao longo do tempo e relativa estabilidade, especialmente em comparação ao setor agropecuário. Contudo, observa-se uma desaceleração mais pronunciada durante a pandemia de COVID-19.

Figura 4.7: Análise gráfica das variáveis PIB e suas componentes agro, indústria e serviços em bilhões de reais.



Fonte: Elaboração própria com base nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

Figura 4.8: Análise gráfica das variáveis consumo das famílias, consumo do governo, FCBF e variação de estoques em bilhões de reais.



Fonte: Elaboração própria com base nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

Como pode ser visto na Figura 4.7, a série do consumo das famílias exibiu uma tendência consistente de crescimento ao longo do tempo, refletindo a expansão da renda disponível e o aumento do acesso ao crédito no Brasil. O gráfico evidencia uma aceleração mais acentuada durante períodos de expansão econômica, como nos anos 2000, e uma breve desaceleração durante eventos de crise, como em 2015-2016 e no início da pandemia de COVID-19 em 2020.

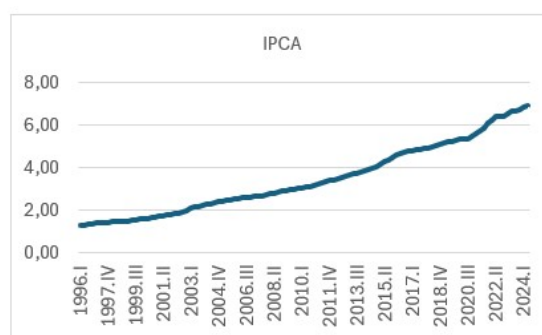
Adicionalmente, na Figura 4.7, consumo do governo também apresentou uma tendência de crescimento ao longo do período, mas com uma inclinação mais moderada em comparação ao consumo das famílias. O gráfico demonstra oscilações que acompanham as condições fiscais e orçamentárias do país. A FBCF, representando os investimentos em ativos fixos, apresenta uma trajetória de crescimento, mas com maior volatilidade em relação ao consumo das famílias e do governo. A série da variação de estoques na Figura 4.7 apresenta o comportamento mais volátil entre as variáveis analisadas, oscilando frequentemente entre valores positivos e negativos. Momentos de queda acentuada, como em 2015 e 2020, indicam períodos de desaceleração econômica, já os picos positivos sugerem períodos de ajuste para atender a uma demanda, como observado em fases de recuperação econômica.

Figura 4.9: Análise gráfica das variáveis exportações e importações em bilhões de reais



Fonte: Elaboração própria com base nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

Figura 4.10: Análise gráfica da variável IPCA



Fonte: Elaboração própria com base nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

O gráfico de exportações mostra um aumento consistente, especialmente a partir dos anos 2000, impulsionado pela alta nos preços de commodities e pela crescente demanda de mercados internacionais, como China e Estados Unidos (Figura 4.9). Por outro lado, o gráfico de importações apresenta uma trajetória semelhante, acompanhando o crescimento econômico e a demanda por bens de consumo e insumos produtivos.

Como pode ser evidenciado na Figura 4.10 há momentos de maior aceleração da Inflação brasileira, como em 2002-2003, devido à instabilidade cambial, e em 2015-2016, quando a crise econômica interna e o aumento dos preços administrados (como combustíveis e energia) pressionaram o índice. A partir de 2020, nota-se uma nova aceleração no IPCA, impulsionada pelos efeitos da pandemia, como a desvalorização cambial, os gargalos na cadeia de suprimentos global e a alta nos preços das commodities. Destaca-se que a análise gráfica das variáveis macroeconômicas foi útil para antecipar questões como a falta de estacionariedade das séries temporais, problema que foi endereçado posteriormente.

#### 4.4.1 Análise de Estacionariedade

Após a organização da série temporal, realizou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade de diversas variáveis presentes no conjunto de dados. Este teste



pode ser utilizado para identificar se uma série temporal possui raiz unitária, o que indicaria não estacionariedade. A análise foi conduzida para todas as diferentes séries previamente introduzidas na Tabela D.3.

Os resultados dos testes ADF (Tabela D.3) indicaram que a maioria das variáveis testadas possui p-valor muito elevado, o que sugere que as séries não são estacionárias. Especificamente, os p-valores para o PIB agropecuário, PIB de serviços, PIB industrial, PIB total, consumo das famílias, consumo do governo, formação bruta de capital fixo, índice de preços ao consumidor, importações e exportações foram todos superiores a 5%. Estes resultados levaram à não rejeição da hipótese nula de que estas séries possuem uma raiz unitária, indicando que as mesmas não são estacionárias. A única exceção foi a variável de variação nos estoques, que apresentou um p-valor de 6,3%, ainda acima do limite usual de 5%, mas bem próxima do nível de significância adotado.

Tabela D.3: Resultados do teste ADF para todas as séries temporais.

Variável	p-valor
PIB	0,990
IPCA	0,941
PIB agro	0,847
PIB industrial	0,852
PIB serviços	0,838
Consumo das famílias	0,984
Consumo do governo	0,987
FBCF	0,709
Var. de estoques	0,063
Exportações	0,954
Importações	0,929

Fonte: Elaboração própria utilizando-se o software R.

É realizado um tratamento adicional nas séries temporais para solucionar o problema da falta de estacionariedade. Optou-se por tomar o logaritmo natural de todas as observações de cada uma das séries, exceto a variação de estoques, que continha valores negativos. Para cada uma das variáveis logarítmicas, o teste ADF foi aplicado, sendo o resultado interpretado em termos de p-valor.

O teste ADF para as variáveis de PIB agropecuário (lpiba), PIB de serviços (lpibs), PIB da indústria (lpibi), PIB geral (lpib), consumo das famílias (lcf), consumo do governo (lcg), formação bruta de capital fixo (lfbcf), índice de preços ao consumidor (lipca), importações (limp) e exportações (lexp) foram executados com uma hipótese alternativa de estacionariedade. Os resultados mostraram que, para a variável lpiba (PIB agropecuário), o p-valor foi 0,04636, indicando que a série é estacionária no nível de significância de 5%.

As demais variáveis, como lpibs (PIB de serviços), lpibi (PIB da indústria) e lpib (PIB geral), apresentaram p-valores significativamente altos, como 0,9161, 0,5804 e 0,9175, respectivamente, sugerindo que estas séries não são estacionárias no nível de significância de 5%. Para as variáveis de consumo (lcf, lcg), formação bruta de capital fixo (lfbcf), e o índice de preços ao consumidor (lipca), o p-valor também foi elevado, indicando que essas séries não são estacionárias, com p-

valores variando entre 0,7287 e 0,9896. Já as variáveis de importações e exportações,  $limp$  e  $lexp$ , apresentaram p-valores mais baixos (0,06668 e 0,3108), mas ainda assim, não foram suficientes para declarar a estacionariedade. Estes valores podem ser visualizados na Tabela D.4.

Tabela D.4: Resultados do teste ADF para todas as séries temporais em logaritmo.

Variável	p-valor
PIB	0.918
IPCA	0.941
PIB agro	0.046
PIB industrial	0.580
PIB serviços	0.916
Consumo das famílias	0.860
Consumo do governo	0.990
FBCF	0.729
Exportações	0.311
Importações	0.067

Fonte: Elaboração própria utilizando-se o software R.

Diagnosticada a persistência da não estacionariedade das séries, realizou-se uma diferenciação de cada série logarítmica. Em seguida, o teste ADF foi reaplicado a essas séries diferenciadas, com a expectativa de que a diferenciação ajudasse a obter estacionariedade. Os resultados indicaram que as séries diferenciadas de PIB agropecuário, PIB da indústria, PIB geral, consumo das famílias, consumo do governo, formação bruta de capital fixo, índice de preços ao consumidor, importações e exportações apresentaram p-valores significativos (todos abaixo de 5%), sugerindo que essas séries, após diferenciação, se tornaram estacionárias, como se pode verificar na Tabela 5.

Tabela D.5: Resultados do teste ADF para todas as séries temporais em logaritmo e em primeira diferença.

Variável	p-valor
PIB	0.010
IPCA	0.011
PIB agro	0.010
PIB industrial	0.010
PIB serviços	0.196
Consumo das famílias	0.010
Consumo do governo	0.010
FBCF	0.010
Exportações	0.010
Importações	0.010

Fonte: Elaboração própria utilizando-se o software R.

Para a confirmação da estacionariedade, foi aplicado o teste KPSS nas séries em logaritmo e em primeira diferença, com a hipótese nula de estacionariedade em nível. Os resultados mostraram que os p-valores para todas as séries diferenciadas foram iguais a 0,100, indicando que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese de estacionariedade no nível, corroborando a análise do teste ADF, que indicou que as séries em logaritmo e em primeira diferença se tornaram estacionárias. A tabela 6 apresenta os resultados do teste KPSS.

Tabela D.6: Resultados do teste KPSS para todas as séries temporais em logaritmo e em primeira diferença.

Variável	p-valor
PIB	0.100
IPCA	0.100
PIB agro	0.100
PIB industrial	0.100
PIB serviços	0.100
Consumo das famílias	0.100
Consumo do governo	0.100
FBCF	0.100
Exportações	0.100
Importações	0.100

Fonte: Elaboração própria utilizando-se o software R.

#### 4.4.2 Análise de Multicolinearidade

A análise de multicolinearidade realizada envolveu a correlação entre variáveis explicativas e a construção de modelos de regressão linear para entender a dinâmica entre elas. Doravante, para cada variável referida, deve-se entender que se trata da série em logaritmo e em primeira diferença, a menos que se especifique diferente. Inicialmente, gerou-se uma matriz de correlação entre as variáveis explicativas, revelando que algumas variáveis apresentam correlações fortes entre si. Por exemplo, a variável consumo das famílias exibe uma correlação alta com a variável consumo do governo (0,636) e importações (0,534), indicando uma relação moderada entre essas variáveis. Outras correlações mais fracas foram observadas, como entre ipca e as demais variáveis, com valores próximos de zero, sugerindo pouca ou nenhuma associação entre elas.

Em seguida, foi construído um modelo de regressão linear múltipla, com o objetivo de avaliar o impacto de várias variáveis explicativas sobre a variável dependente PIB. Os resultados do teste de multicolinearidade (VIF) indicaram que as variáveis consumo das famílias, consumo do governo, exportações e importações apresentaram VIFs superiores a 2, o que pode sugerir a presença de multicolinearidade moderada, enquanto as variáveis IPCA e FBCF apresentaram VIFs mais baixos, sugerindo menor correlação entre elas. Esse resultado é importante para a interpretação do modelo, pois a multicolinearidade pode afetar a precisão das estimativas dos coeficientes de regressão.

Para uma análise mais robusta, foi realizado um segundo modelo de regressão linear, que excluiu as variáveis exportações e importações, que apresentaram valores de VIF altos e já haviam apresentado correlação alta entre si e com outras variáveis conforme mencionado anteriormente. Esta exclusão resultou em menores valores de VIF, indicando uma melhora na estabilidade do modelo.

#### 4.4.3 Análise de Cointegração

O teste de cointegração de Johansen é utilizado para verificar a existência de relações de longo prazo entre séries temporais. A existência de uma ou mais relações de cointegração implica que,

mesmo que as séries individuais sejam não estacionárias, pode haver uma combinação linear entre elas que seja estacionária. No teste foi realizado utilizando-se a estatística Trace. Sua hipótese nula é de que o número de vetores de cointegração existente entre as variáveis é no máximo um valor  $r$ , que vai de 0 até o primeiro valor para o qual a hipótese nula é rejeitada. Assim, obtemos que existem  $r - 1$  vetores de cointegração entre as variáveis.

O teste de Johansen foi realizado para as variáveis PIB, IPCA, consumo das famílias, consumo do governo e formação bruta de capital fixo. A Tabela 7 apresenta o resultado do teste a 5% de significância. Inferimos que o primeiro valor de  $r$  para o qual o valor da estatística de Trace é menor que o valor crítico, levando à rejeição da hipótese nula é 2, indicado no máximo um vetor de cointegração entre as variáveis. Na presença de pelo menos uma relação de cointegração, como é o caso deste trabalho, o próximo passo é a construção de um Modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) para incorporar as dinâmicas de curto e longo prazo.

#### 4.4.4 Modelo VEC

Conforme mencionado anteriormente, o modelo VEC seria o ideal para esta estimação. Nesta seção, as variáveis mencionadas são logarítmicas, porém em nível. Sendo assim, primeiramente, o teste de cointegração de Johansen foi realizado para avaliar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis PIB e IPCA. O teste foi conduzido com um tipo de estatística de traço, sem tendência linear e considerando uma defasagem de 5 períodos.

O valor da estatística do teste foi comparado com os valores críticos de 10%, 5% e 1%, e os resultados sugerem que existe uma relação de cointegração entre as séries, já que a hipótese nula de nenhuma cointegração ( $r = 0$ ) foi rejeitada. Em seguida, um modelo VECM foi estimado, considerando uma defasagem de 5 períodos e uma relação de cointegração de ordem 1 ( $r = 1$ ). A Tabela 7 contém os resultados da estimação, considerando o PIB como variável dependente.

Tabela D.7: Estimação do modelo VEC

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Significância
ECT	-0.0338	0.0268	Não significativo
Intercept	0.0771	0.0441	Significativo à 10%
PIB(-1)	-0.0842	0.1025	Não significativo
PIB(-2)	-0.1299	0.0849	Não significativo
PIB(-3)	-0.2121	0.0835	Significativo à 5%
PIB(-4)	0.5058	0.0829	Significativo à 1%
PIB(-5)	-0.1305	0.1003	Não significativo
IPCA(-1)	-0.0463	0.3486	Não significativo
IPCA(-2)	0.2516	0.4001	Não significativo
IPCA(-3)	0.2867	0.3886	Não significativo
IPCA(-4)	-1.0229	0.3787	Significativo à 1%
IPCA(-5)	0.5607	0.3320	Significativo à 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados fornecidos pelo software R

Observa-se da Tabela 7 que um choque inflacionário de 1% propaga um efeito negativo no PIB de -1,02% até quatro períodos à frente. Como neste trabalho as variáveis são trimestrais, isto significa um efeito negativo propagado por um ano. Em relação a um choque de 1% no PIB, observa-se que se ele ocorre até quatro períodos atrás existe uma propagação positiva de 0,5%, já se ele ocorre cinco períodos atrás, existe uma propagação negativa de -0,13%.

### Análise dos Resíduos

Para que os resultados obtidos sejam válidos e interpretáveis, é necessário que os resíduos do modelo satisfaçam a hipótese de normalidade e de ausência de autocorrelação serial.

Para assegurar a validade e a interpretabilidade dos resultados obtidos, torna-se imperativo que os resíduos do modelo satisfaçam as premissas de normalidade e ausência de autocorrelação serial. A violação dessas premissas pode comprometer a confiabilidade das inferências estatísticas e a precisão das estimativas dos parâmetros do modelo. Com o intuito de verificar a hipótese de normalidade dos resíduos, aplicou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov. Este teste estatístico não paramétrico avalia a similaridade entre a distribuição empírica dos resíduos e uma distribuição normal teórica, tendo como hipótese nula a premissa de que os dados analisados provêm de uma distribuição normal.

Para testar a hipótese de normalidade, foi realizado o teste de Kolmogorov-Smirnov, cuja hipótese nula é de que os dados analisados são provenientes de uma distribuição normal. Da Tabela 8, pode-se concluir que, a 5% de significância, não existem evidências para se rejeitar a hipótese de que os resíduos do modelo ajustado são oriundos de uma distribuição normal.

Tabela D.8: Resultados do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov

Variável	p-valor
PIB	0.5649
IPCA	0.2281

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados fornecidos pelo software R

Adicionalmente, para examinar a hipótese de ausência de autocorrelação serial nos resíduos, empregou-se o teste de Portmanteau, avaliando até 16 lags. Este teste, também conhecido como teste de Box-Pierce ou Ljung-Box, verifica se existe correlação significativa entre os resíduos em diferentes períodos de tempo, tendo como hipótese nula a premissa de que não há autocorrelação serial nos resíduos do modelo. Conforme pode ser observado na Tabela 9, a 5% de significância não existem evidências para se rejeitar a hipótese de que os resíduos não são autocorrelacionados.

Tabela D.9: Resultados do teste de autocorrelação serial de Portmanteau

Estatística do Teste	p-valor
53.5	0.2085

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados fornecidos pelo software R

Diante da validação das hipóteses de normalidade e ausência de autocorrelação serial para os resíduos, prossegue-se com a análise, dedicando a próxima subseção à interpretação da função impulso resposta do modelo ajustado. A satisfação dessas premissas estatísticas confere maior robustez e confiabilidade às conclusões derivadas da análise do modelo.

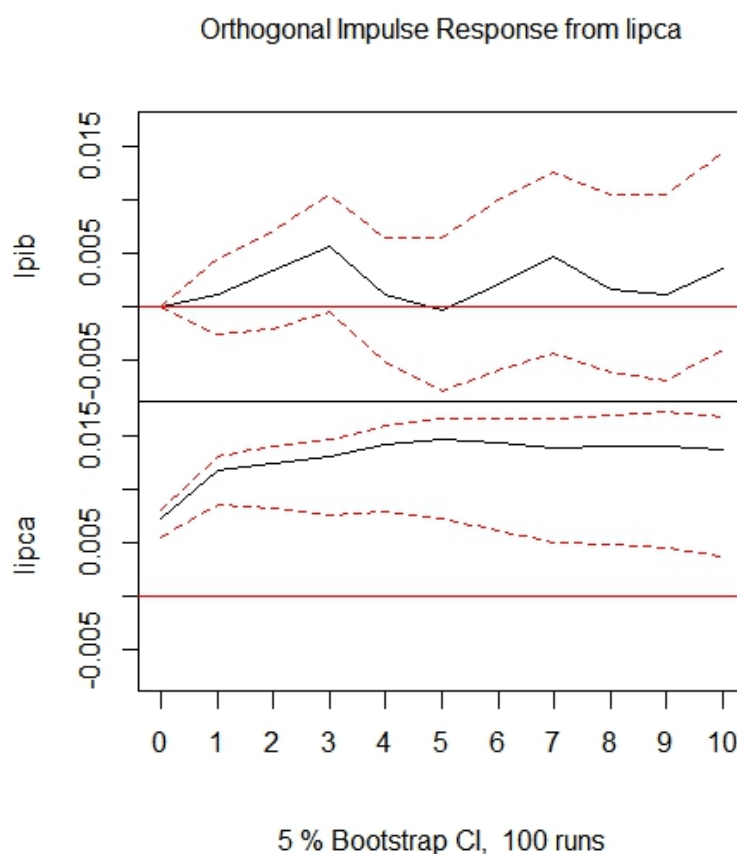
### Função Impulso Resposta

É realizada uma análise das funções de resposta ao impulso (IRF), que permitiram observar o impacto de um choque no IPCA sobre o PIB ao longo de um período de 10 períodos à frente, bem como o impacto no PIB de um choque no próprio PIB. As funções de resposta fornecem uma visão sobre a reação dinâmica das variáveis a choques exógenos, e foram estimadas de forma ortogonal e com intervalos de confiança baseados em bootstrap.

Observa-se da Figura 11 que a resposta da inflação ao seu próprio choque é positiva e persistente ao longo do tempo. A resposta se estabiliza após os primeiros períodos, sugerindo um impacto duradouro. Conclui-se que o choque positivo na inflação gera um efeito persistente e acumulativo, o que é esperado, já que choques em inflação tendem a ter inércia.

Por sua vez, um choque inflacionário tem um efeito positivo de curto prazo sobre o PIB, com pico entre os períodos 3 e 4. Além disso, a dimensão da resposta é pequena, girando em torno de 0.005 a 0.01. Após o pico inicial, a resposta oscila de forma mais suave, se estabilizando próxima de zero nos últimos horizontes analisados. Efeitos significativos a mais de 5% ou não significativos não foram analisados.

Figura 4.11: Resposta do PIB e do IPCA a um choque no IPCA

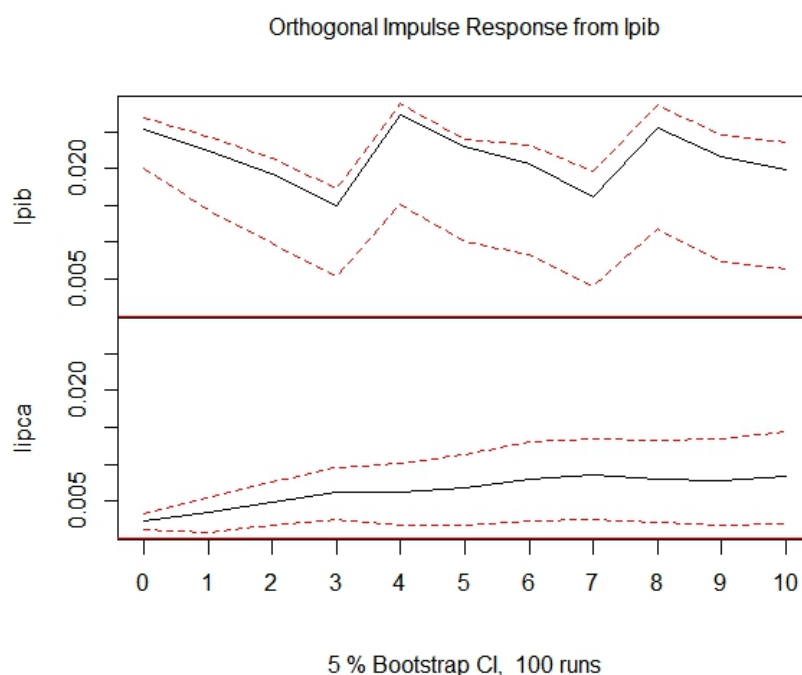


Fonte: Elaboração própria.



Foram também analisadas, ao longo de dez períodos a frente, as respostas no PIB e no IPCA a um choque no PIB. Observa-se da Figura 12 que a resposta do PIB ao seu próprio choque também é positiva e persistente ao longo do tempo. Podemos inferir também que este impacto é duradouro, pois a resposta se estabiliza a partir do quinto período. Por sua vez, um choque no PIB tem efeito negativo no IPCA no curto prazo, sendo o ponto mais baixo entre os períodos três e quatro. Observa-se que a resposta oscila de forma persistente ao longo dos dez períodos, não apresentando estabilização.

Figura 4.12: Resposta do PIB e do IPCA a um choque no PIB



Fonte: Elaboração própria.

## 4.5 Conclusão

A pesquisa investigou a relação entre a inflação e o crescimento econômico no Brasil, analisando dados macroeconômicos e aplicando modelos econométricos que permitem compreender as dinâmicas de curto e longo prazo. Os resultados alcançados ressaltaram que a inflação em níveis elevados exerce impactos negativos sobre o crescimento econômico ao gerar incertezas, desestimular investimentos e reduzir o poder de compra das famílias. Essa relação é mediada por uma série de fatores estruturais e contextuais, que tornam a magnitude dos efeitos variável de acordo com as especificidades de cada período e conjuntura econômica. O estudo abrangeu dados macroeconômicos trimestrais de 1996 a 2024, incluindo variáveis como PIB, IPCA, consumo das famílias, consumo do governo e formação bruta de capital fixo. O objetivo principal foi compreender como choques inflacionários impactam o crescimento econômico, considerando tanto os efeitos de curto prazo quanto as dinâmicas de longo prazo.

A análise foi iniciada com a verificação da estacionariedade das séries temporais, um requisito

para garantir a validade dos resultados do modelo VEC. Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) revelaram que a maioria das variáveis não era estacionária em nível, exigindo transformações logarítmicas e diferenciação para torná-las adequadas à modelagem. Adicionalmente, o teste de cointegração de Johansen confirmou a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, possibilitando a construção do modelo VEC e permitindo uma análise robusta das interações macroeconômicas no Brasil.

Os resultados evidenciaram que choques inflacionários têm impactos significativos no curto prazo, afetando negativamente o consumo agregado e os investimentos produtivos. As funções impulso-resposta indicaram que esses choques geram uma retração inicial no PIB, mas a persistência desse impacto tende a ser limitada. Em horizontes de longo prazo, o sistema econômico demonstrou capacidade de ajustamento, retornando a um estado de equilíbrio. Esse comportamento ressalta que, embora a inflação elevada cause distorções temporárias, o Brasil apresenta mecanismos estruturais que promovem a recuperação econômica ao longo do tempo.

A análise de cointegração conduzida por meio do modelo VEC demonstrou que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis como PIB e índice de preços ao consumidor. Essa relação indica que, embora choques inflacionários possam provocar distorções de curto prazo, o sistema econômico tende a ajustar-se no longo prazo para restabelecer um padrão de equilíbrio.

Os testes de diagnóstico validaram a robustez do modelo econométrico utilizado. O teste de Kolmogorov-Smirnov indicou normalidade dos resíduos, enquanto o teste de Portmanteau confirmou a ausência de autocorrelação significativa. Adicionalmente, a análise de multicolinearidade revelou que a maior parte das variáveis apresentou correlação moderada, garantindo maior precisão nas estimativas.

Os resultados das funções impulso-resposta reforçaram a hipótese de que choques inflacionários produzem efeitos significativos sobre o PIB no curto prazo, mas a persistência desses impactos é limitada. Observou-se que, após o impacto inicial, o PIB tende a estabilizar-se, ainda que as bandas de confiança indiquem que a significância estatística dessa resposta possa ser baixa em horizontes mais longos.

Ao longo do desenvolvimento do trabalho, identificaram-se também os efeitos desproporcionais da inflação sobre diferentes grupos econômicos. As famílias de baixa renda, mais vulneráveis às variações de preços em bens essenciais, enfrentam dificuldades adicionais em ambientes inflacionários. Esse fenômeno agrava a desigualdade social e também compromete a coesão econômica ao reduzir o consumo agregado, um dos principais motores do PIB.

Em termos comparativos, os limites ótimos de inflação identificados na literatura analisada variaram conforme o país e o período estudados. No caso do Brasil, adicionalmente, tem-se a dependência de *commodities* e a volatilidade cambial tornam a economia sensível a choques externos (Souza et al. (2021) e Silva et al. (2024)), ampliando os desafios associados à manutenção de níveis inflacionários dentro de limites saudáveis.

A pesquisa também destacou os impactos da inflação sobre o comportamento empresarial. Empresas são significativamente afetadas por ambientes inflacionários, particularmente no planejamento de longo prazo. A inflação gera incertezas sobre custos futuros, levando à postergação de investimentos e ao aumento da dependência de fontes externas de financiamento. Pequenas e médias empresas enfrentam maiores dificuldades devido à limitada capacidade de repassar custos adicionais aos consumidores, comprometendo sua sustentabilidade financeira.

Outro aspecto relevante é o impacto das políticas monetárias sobre o cenário macroeconômico. A pesquisa mostrou que aumentos nas taxas de juros, embora eficazes no controle da inflação, podem gerar efeitos colaterais significativos, como a contração do crédito e a redução da demanda agregada. Isso é especialmente preocupante em economias emergentes como a brasileira, onde o crescimento depende fortemente de investimentos internos e externos.

A pesquisa enfrentou algumas limitações que devem ser reconhecidas. A primeira se refere à dependência do modelo VEC, que assume relações lineares e estáveis entre as variáveis analisadas,

o que pode não capturar completamente as complexidades dinâmicas da economia brasileira, como choques estruturais ou eventos externos. Além disso, a ausência de outras variáveis no modelo pode ter limitado a abrangência dos resultados. Além disso, o foco exclusivo no Brasil restringe a generalização das conclusões para outras economias emergentes com diferentes características estruturais e contextos institucionais.

Pesquisas futuras podem expandir a análise ao incluir variáveis adicionais para captar uma visão mais completa das dinâmicas econômicas. Além disso, a aplicação de modelos não lineares ou modelos de redes neurais, pode oferecer ferramentas mais refinadas sobre as relações entre inflação e crescimento em diferentes regimes econômicos. Estudos comparativos entre economias emergentes também seriam relevantes para identificar fatores comuns e específicos que influenciam a interação entre essas variáveis. Adicionalmente, a análise do impacto setorial da inflação, com foco em diferentes segmentos produtivos, pode enriquecer a compreensão sobre os efeitos distributivos dessa variável.

## 5. Política Fiscal e Ciclo Real de Negócios



# O Financiamento ao Ciclo Real de Negócios e a Política Fiscal Brasileira, uma Análise Quantitativa

André Luis R. Vasconcellos

Marlon C. de Souza

Daiane Rodrigues dos Santos

Fernando Antonio Lucena Aiube

## Resumo

O Ciclo Real de Negócios (CRN) é uma teoria econômica que analisa as flutuações econômicas como consequências de choques reais, em vez de choques monetários. Este estudo investiga as inter-relações entre o ciclo real de negócios, a política fiscal e as condições de financiamento na economia brasileira, analisando o período de 2013 a 2023 com periodicidade mensal. Utilizando Modelos de Correção de Erro Vetorial (VECM), foi possível capturar tanto as relações de longo prazo quanto os ajustes dinâmicos de curto prazo entre o PIB e variáveis como spread bancário, dívida governamental e inflação. Os resultados destacaram o impacto negativo do spread bancário no curto prazo, refletindo os altos custos de crédito no Brasil, mas também revelaram efeitos positivos em horizontes mais longos, sugerindo que reformas no setor financeiro podem estimular o crescimento. A dívida governamental apresentou impactos ambivalentes, com efeitos negativos no curto prazo, devido à incerteza fiscal, mas positivos no longo prazo, evidenciando seu papel anticíclico quando gerida de forma estratégica. A inflação, por sua vez, mostrou efeitos mistos: enquanto defasagens curtas reduziram o crescimento, defasagens mais longas indicaram que níveis moderados de inflação podem estimular o consumo e o investimento. No intêrim, o presente estudo ressalta a importância de políticas econômicas integradas que combinem a redução do custo de crédito, o uso responsável de estímulos fiscais e a manutenção de níveis inflacionários baixos e estáveis.

## 5.1 Introdução

O ciclo real de negócios (CRN) é uma teoria econômica que explica as flutuações econômicas como resultado de choques reais, como mudanças na tecnologia ou na produtividade, em vez de choques monetários. Segundo a teoria supracitada, a economia passa por fases de expansão e contração devido a variações na produtividade total dos fatores (PTF), que afetam a produção e, consequentemente, o consumo das famílias, o investimento (formação bruta de capital fixo) e outros componentes econômicos (ROMER, D., 2018). A título de exemplo, (EICHENBAUM; EVANS, 1993) argumentaram que os choques de produtividade, especialmente os relacionados a inovações tecnológicas, exercem um papel central nas flutuações econômicas, destacando que esses choques aumentam a eficiência do uso de recursos e elevam a produção potencial. Esse aumento na produtividade, por sua vez, impulsiona o investimento e o consumo durante as fases de expansão,

pois as empresas buscam expandir a capacidade produtiva em resposta às novas condições mais favoráveis. Em contraste, a ausência de choques de produtividade contribuem para períodos de contração econômica, uma vez que a redução no crescimento potencial limita o consumo e o investimento.

As flutuações econômicas, como recessões e expansões, impactam a dinâmica dos agentes econômicos ao alterar as decisões dos consumidores, empresas e governos (BERMEO; PONTUSON, 2012). Em recessões, a incerteza e a queda de renda reduzem o consumo e os investimentos, enquanto governos podem intervir para estabilizar a economia. Durante expansões, o otimismo incentiva o aumento do consumo, investimento e emprego. As mudanças supramencionadas influenciam diretamente a estabilidade econômica e o desenvolvimento de um país. Segundo (MIAN et al., 2021), as flutuações econômicas afetam as decisões dos agentes, moldando o ciclo econômico de forma significativa.

A análise do ciclo real de negócios no contexto brasileiro é de particular relevância, dada a volatilidade da economia do país e a frequência de crises e recuperações (MELO, CAIQUE; SILVA, MARCELO, 2019; OREIRO et al., 2012). O Brasil, como uma economia emergente, enfrenta desafios específicos que afetam sua dinâmica econômica, como desigualdade social, dependência de commodities e vulnerabilidades externas, os quais influenciam tanto sua resiliência quanto sua vulnerabilidade às flutuações globais (DE PAULA, LUIZ FERNANDO et al., 2016). Compreender as flutuações do ciclo real de negócios permite identificar os fatores que influenciam essas oscilações e, assim, possibilita a formulação de políticas públicas mais eficazes, que promovam uma recuperação econômica sustentável (CHAUVET, 2001).

Ao aprofundar a análise da relação entre a política fiscal e o ciclo econômico, torna-se possível não apenas avaliar a eficácia das intervenções governamentais, mas também identificar áreas onde essas políticas podem ser ajustadas para maximizar o crescimento de longo prazo Rezende [2017]. A política fiscal, quando mal conduzida, pode exacerbar desequilíbrios econômicos, como o aumento da dívida pública ou a criação de pressões inflacionárias, que tendem a agravar o ciclo de crises Aul e Matos [2021]. Por outro lado, uma política fiscal bem planejada pode mitigar os efeitos das recessões e estimular a retomada do crescimento, funcionando como um amortecedor contra choques adversos na economia Silva e Santos [2005].

A política fiscal, que compreende a gestão dos gastos públicos e da tributação com o objetivo de influenciar a atividade econômica, assume um papel determinante no ciclo real de negócios. Durante fases de expansão econômica, o governo pode implementar uma política fiscal contracionista, reduzindo despesas e elevando a carga tributária para conter o risco de sobreaquecimento e controlar pressões inflacionárias. Não obstante, em momentos de retração econômica, a adoção de uma política fiscal expansionista, caracterizada pelo aumento dos gastos e pela redução de impostos, pode estimular a demanda agregada e favorecer a recuperação. Pesquisas como a de (ORAIR et al., 2016) examinam os efeitos dos multiplicadores fiscais no ciclo econômico brasileiro. Adicionalmente, (ALEGE; AMU, 2018) sublinham que a eficácia das políticas fiscais pode variar substancialmente, dependendo do regime fiscal vigente e das condições macroeconômicas prevalentes. Nesse sentido, (BONOMO, 2002) reforça a importância desses mecanismos em economias emergentes, onde a volatilidade no acesso ao crédito desempenha um papel relevante no ciclo econômico.

Os estudos comparativos que analisam o ciclo real de negócios em diferentes economias são de extrema relevância para entender as especificidades do Brasil no contexto global. (RAMSEY, 2016) sugere que as economias emergentes podem apresentar respostas diferenciadas às políticas fiscais e choques econômicos em relação às economias desenvolvidas, devido a fatores como a estrutura de mercado, o acesso ao crédito e o grau de integração com os mercados globais. Segundo (GERTLER, 1990), a dinâmica de resposta das economias emergentes a choques de política monetária e fiscal é frequentemente distinta, refletindo a heterogeneidade nas condições econômicas e institucionais. Essas análises não apenas enriquecem o debate acadêmico, mas também oferecem subsídios importantes para formuladores de políticas, visando aprimorar a gestão

macroeconômica no Brasil e maximizar a eficácia das intervenções governamentais.

A relação entre o ciclo real de negócios e as principais variáveis macroeconômicas, como a taxa de juros e a inflação, é importante para entender a dinâmica da economia brasileira. Essas flutuações não apenas impactam diretamente a produção e o emprego, mas também influenciam as decisões de política monetária (KANCZUK, 2004). Durante uma fase de expansão econômica, por exemplo, o aumento da demanda pode gerar pressões inflacionárias, o que muitas vezes leva as autoridades a elevarem as taxas de juros para conter a inflação. Esse aumento, no entanto, pode restringir o crédito e desacelerar o crescimento. De forma inversa, em períodos de retração, a redução da demanda agregada frequentemente impulsiona uma política monetária mais flexível, com a redução das taxas de juros como tentativa de estimular a economia.

Estudos como o de (BLANCHARD, 2010) indicam que a resposta das políticas monetárias a choques no ciclo real de negócios varia conforme as condições estruturais de cada economia e o nível de credibilidade das instituições que conduzem essas políticas. No caso de economias emergentes, como o Brasil, fatores como a vulnerabilidade externa e a instabilidade política podem intensificar os desafios na formulação de uma política monetária eficaz.

Variáveis como a taxa de juros e a inflação são influenciadas pela política fiscal e pela disponibilidade de financiamento. Por exemplo, um aumento nos gastos do governo pode levar a uma maior demanda por empréstimos, elevando as taxas de juros. Da mesma forma, políticas fiscais expansionistas podem aumentar a inflação se a demanda agregada superar a oferta. (RAMEY et al., 2018) investigam como os multiplicadores de gastos do governo variam em diferentes condições econômicas, utilizando dados históricos dos EUA. (KOLLMANN, 1998) também explora o impacto das políticas fiscais nos ciclos econômicos e destaca como diferentes choques fiscais podem ter efeitos variados dependendo do contexto econômico.

A dimensão do financiamento, por sua vez, contribui para entender como o ciclo real de negócios e a política fiscal se inter-relacionam. Durante períodos de expansão, tanto o setor público quanto o privado tendem a ter maior acesso ao financiamento, o que pode impulsionar investimentos em infraestrutura, tecnologia e outros projetos que aumentam a produtividade. No entanto, conforme já mencionado, durante períodos de contração, o acesso ao financiamento pode ser mais restrito devido ao aumento da aversão ao risco por parte dos credores e às condições mais apertadas de crédito. (WEN, 1998) versou como as condições de crédito e a atividade das instituições financeiras podem amplificar ou suavizar os ciclos econômicos, dependendo das políticas adotadas. (BONOMO, 2004) destaca que a intermediação financeira e o acesso ao crédito são variáveis-chaves para a dinâmica do ciclo econômico, especialmente em momentos de incerteza econômica, quando o papel dos bancos e das instituições financeiras se torna ainda mais relevante.

Para analisar quantitativamente as interações mencionadas, a Análise de Regressão de Séries Temporais é uma métrica eficaz para estudar a relação entre financiamento, política fiscal e variáveis macroeconômicas ao longo do tempo. Modelos como o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) capturam relações de longo prazo entre variáveis, enquanto modelos de regressão quantílica exploram como a política fiscal e o financiamento afetam diferentes partes da distribuição dos resultados econômicos. Essa abordagem permite examinar como mudanças na política fiscal ou nas condições de financiamento impactam a economia em diferentes cenários e períodos.

Este estudo busca, assim, contribuir para a compreensão das relações entre o ciclo real de negócios, a política fiscal e o financiamento no contexto brasileiro. Nas próximas seções, serão apresentados os fundamentos teóricos e empíricos, a metodologia de análise, desenvolvimento e os resultados principais. A relevância deste estudo reside em sua capacidade de fornecer subsídios para uma formulação mais eficaz de políticas públicas que busquem um crescimento sustentável e equilibrado para o Brasil.



## 5.2 Referencial Teórico

Como já pontuado no capítulo anterior, o CRN é uma abordagem macroeconômica que explica as flutuações econômicas com base em choques reais, como avanços tecnológicos ou variações na produtividade, que alteram fundamentalmente a capacidade produtiva de uma economia. Segundo essa teoria, as oscilações no nível de atividade econômica resultam de respostas racionais dos agentes econômicos a essas mudanças nos fundamentos reais, em vez de serem causadas por choques monetários ou imperfeições de mercado. (LUCAS; SARGENT, 1981), argumenta que os agentes econômicos tomam decisões com base em expectativas racionais sobre o futuro, respondendo de maneira previsível a choques exógenos, o que alinha sua visão com a base dos Ciclos Reais de Negócios. Essa perspectiva utiliza modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico para analisar como choques exógenos influenciam decisões de consumo, investimento e oferta de trabalho, levando a ciclos econômicos naturais.

O financiamento relacionado ao Ciclo Real de Negócios envolve a compreensão da dinâmica das instituições financeiras e sua interação com as oscilações econômicas decorrentes de choques reais, como inovações tecnológicas e variações na produtividade. As instituições financeiras exercem influência significativa na disseminação desses choques, ao mediar o acesso ao crédito, o que afeta diretamente as decisões de investimento das empresas e o consumo das famílias. De acordo com (BERNANKE et al., 1999), em sua análise sobre o canal de crédito, as condições financeiras têm o potencial de amplificar as flutuações econômicas, uma vez que o acesso ao financiamento é condicionado ao contexto econômico vigente. Em períodos de recessão, a aversão ao risco entre as instituições financeiras tende a aumentar, resultando em restrições ao crédito, o que intensifica a queda na atividade econômica. Esse ciclo cria uma interdependência entre o setor financeiro e o comportamento econômico, na qual o crédito ajusta-se conforme as expectativas sobre os fundamentos macroeconômicos.

A política fiscal refere-se ao uso de gastos governamentais e tributação para influenciar a economia. Sob o ponto de vista contemporâneo, especialmente após 2010, diversos autores têm enfatizado a importância das instituições e condições macroeconômicas na eficácia dessa política. (BHATTARAI; TRZECIAKIEWICZ, 2017) utilizam um modelo DSGE para demonstrar que, em economias abertas, o impacto da política fiscal pode variar significativamente dependendo das condições externas e do nível de endividamento. Eles apontam que, enquanto o aumento do consumo e do investimento governamental tem efeitos positivos de curto prazo sobre o PIB, no longo prazo, taxas de capital mais altas podem gerar efeitos de "*crowding-out*" no investimento privado. Além disso, (CUADRA et al., 2010) discutem a natureza pró-cíclica da política fiscal em mercados emergentes, onde o aumento de gastos em períodos de crescimento pode amplificar os ciclos econômicos, tornando a política fiscal menos eficaz para estabilizar a economia durante recessões.

A interação entre a política fiscal, os choques econômicos e o fornecimento de crédito não somente longe de atuarem de maneira isolada, como se entrelaçam e moldam as dinâmicas de crescimento e recessão. Enquanto a teoria do Ciclo Real de Negócios destaca a importância de fatores externos, como inovações tecnológicas, na criação de flutuações econômicas, a política fiscal pode tanto amplificar quanto mitigar os efeitos desses choques. Ela faz isso ao influenciar as condições macroeconômicas de longo prazo ou ao aplicar medidas de estímulo em momentos críticos. As instituições financeiras, por sua vez, desempenham um papel estratégico, o de facilitar ou restringir o acesso ao crédito, modulando a resposta dos agentes econômicos a choques reais e à política fiscal.

Durante períodos de expansão, a disponibilidade de crédito estimula o investimento e o consumo, dessa forma, acelerando o crescimento. Em momentos de crise, a contração do crédito pode intensificar as quedas, evidenciando a importância de um sistema financeiro estável. Destaca-se que as instituições financeiras não são apenas passivas no processo, mas influenciam ativamente a

intensidade e a duração dos ciclos econômicos.

### 5.2.1 Bibliometria

Neste estudo,o levantamento bibliométrico sobre o "Ciclo Real de Negócios", "Política Fiscal"e "Crédito"foi conduzida com base em dados extraídos da plataforma Scopus e Web of Science, resultando em gráficos e tabelas que demonstram as principais tendências de publicação, citações e influências acadêmicas. Esses dados serão analisados em seções subsequentes, fornecendo uma compreensão ampla das contribuições científicas nessa área de estudo. A busca foi realizada no mês de agosto de 2024 e em inglês para que se tivesse um maior alcance do número de trabalhos cujos temas estão relacionados. A escolha das palavras *Business Real Cycle* e *Fiscal and Policy* se deu com base no tema que havia sido predefinido.

#### Análise dos dados bibliométricos

Para a obtenção de informações bibliométricas, foram utilizadas as bases *Scopus* e *Web of Science*, com o tratamento de dados realizado por meio do programa *Microsoft Excel* e a extração dos dados bibliométricos pelo *RStudio*, versão 4.4.1 (2024-06-14 ucrt). Os dados retornados foram extraídos, tratados e organizados em estruturas tabulares, permitindo a análise de padrões de publicação, colaborações entre autores e outros indicadores bibliométricos. Os principais resultados obtidos foram os seguintes:

**Tabela 1: Informações bibliométricas sobre os dados analisados**

Categoria	Descrição
Informações Principais Sobre os Dados	
Período	1990 a 2024
Fontes (Periódicos, Livros, etc.)	109
Documentos	221
Taxa de Crescimento Anual (%)	4,16
Idade Média dos Documentos	12,9 anos
Citações Médias por Documento	12,27
Referências Total	4
Conteúdo dos Documentos	
Keywords Plus (ID)	128
Palavras-Chave dos Autores (DE)	386
Autoria	
Total de Autores	377
Autores de Documentos de Único Autor	89
Colaboração Entre Autores	
Documentos de Único Autor	89
Coautores por Documento	1,95
Coautorias Internacionais (%)	0
Tipos de Documentos	
Artigo	141
Livro	1
Capítulo de Livro	13
Artigo de Conferência	2
Editorial	1
Revisão	4

Tabela B.1: Informações bibliométricas sobre os dados analisados (Parte 2).

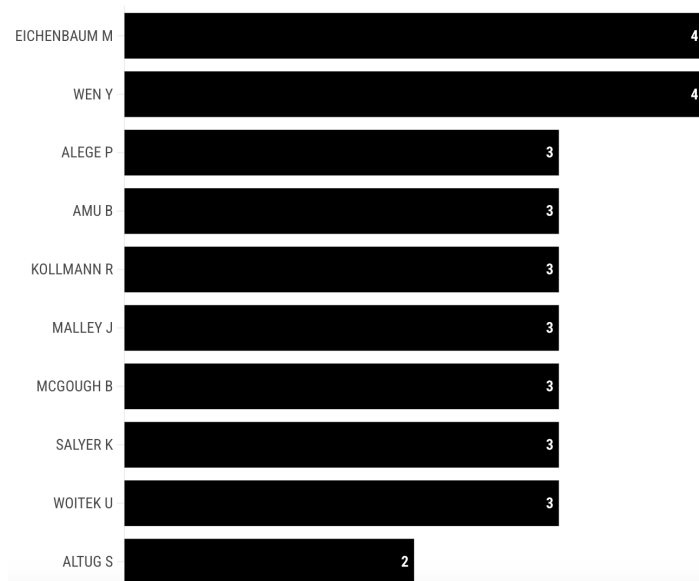
Categoria	Descrição
<b>Alguns Documentos Clássicos</b>	
Frisch, R.	"Konjunkturbevegelsen som statistisk og som teoretisk problem", 1931
Hansen, G.D., Prescott, E.C.	"Did Technology Shocks Cause the 1990-1991 Recession?", <i>American Economic Review</i> , 1993
Ljungquist, L., Sargent, T.	<i>Recursive Macroeconomic Theory</i> , 2000
Lucas, R.	"Expectations and the Neutrality of Money", <i>Journal of Economic Theory</i> , 1972
Posch, O.	"Structural Estimation of Jump-Diffusion Processes in Macroeconomics", <i>Journal of Econometrics</i> , 2009
Thompson, P.	"How Much Did the Liberty Shipbuilders Learn?", <i>Journal of Political Economy</i> , 2001

**Fonte:** Elaborado pelos autores

Após o tratamento dos dados, foram conduzidas análises quantitativas, como, por exemplo, a contagem de publicações por ano e a identificação das palavras-chave mais frequentes, utilizando ferramentas de visualização para a representação gráfica dos resultados. Esse processo automatizado, além de agilizar a coleta e análise dos dados bibliográficos, oferece uma abordagem flexível e customizável para explorar a produção científica indexada no *Scopus* e no *Web of Science*, sendo especialmente útil para mapear padrões de pesquisa e identificar tendências em métricas científicas.

Inicialmente, explorou-se os principais autores, com intuito de realizar um levantamento dos principais trabalhos e de seus respectivos responsáveis, para que se pudesse ter uma vasta seleção de artigos relacionados ao tema e, assim, realizar uma investigação bibliográfica suficiente para que pudesse levar em consideração todas as investigações realizadas ao longo das pesquisas. Na Figura 1, pode-se observar os autores mais relevantes no tema desde de 1990.

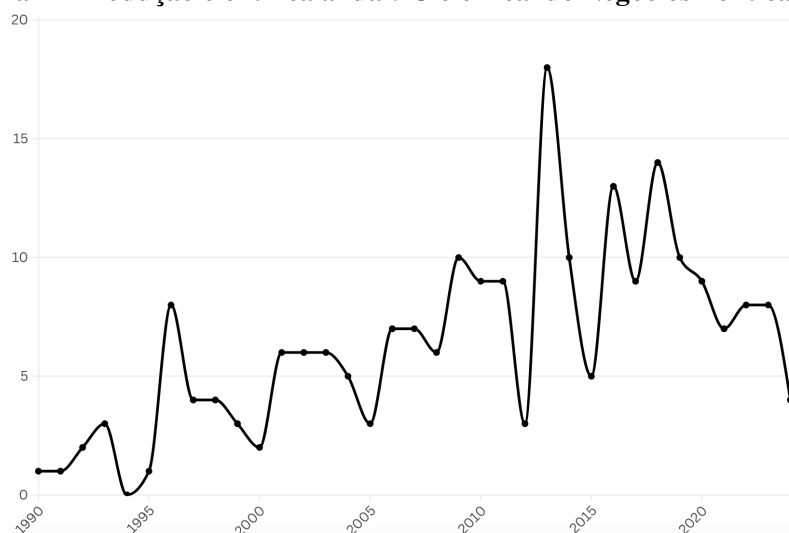
Figura 1 - Top 10 Autores mais relevantes



*Fonte: Elaboração própria com dados da base Scopus e Web of Science*

Similarmente observa-se na Figura 2 que o tópico teve um boom de produção entre 2013 e 2018, por outro lado, como pode ser visto na figura 3, o pico de média de citações ocorreu em 1999, recorte temporal que precedia um famoso crash global, a "bolha da internet". Após disso, a média de citações atingiu o seu segundo maior pico em 2008, no entanto, em magnitude bem inferior quando comparado com o pico histórico

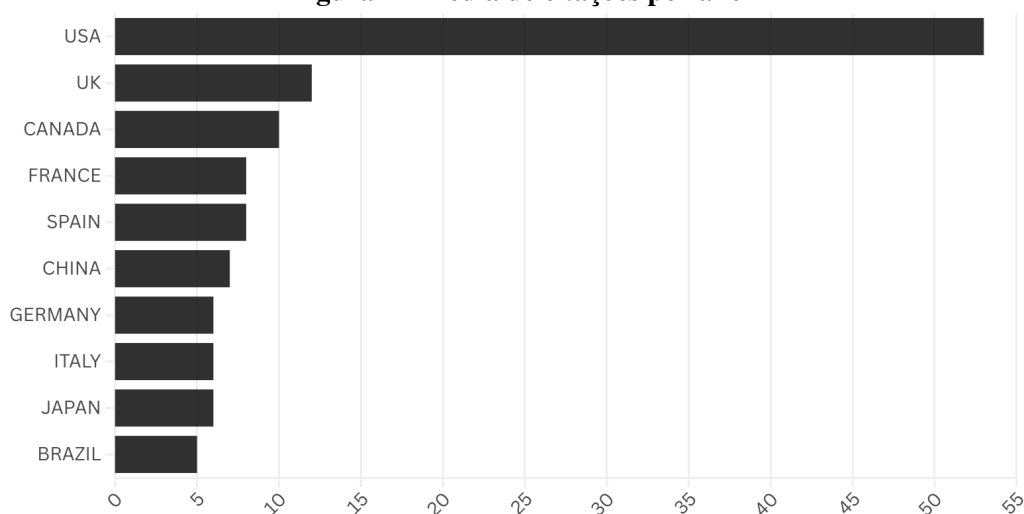
**Figura 2 - Produção científica anual: Ciclo Real de Negócios Política Fiscal**



*Fonte: Elaboração própria com dados da base Scopus e Web of Science*

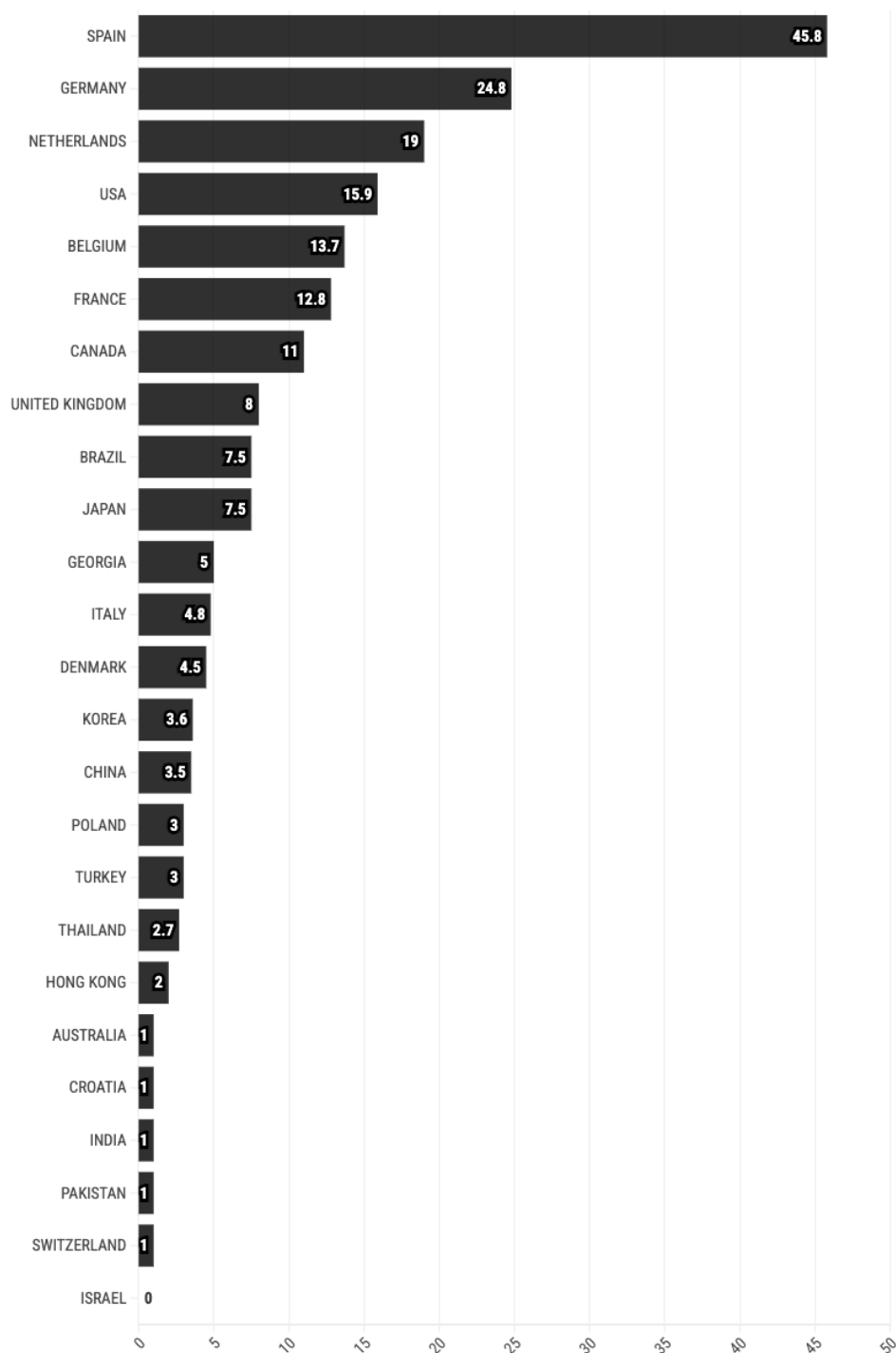
No estudo bibliométrico identifica-se os principais autores que contribuem para o tema de interesse, bem como os períodos de maior produção científica e citações. Esse mapeamento permite compreender a evolução do campo de pesquisa, identificar tendências emergentes e áreas de destaque, além de avaliar o impacto e a relevância dos trabalhos ao longo do tempo. Essas análises fornecem informações relevantes sobre a dinâmica da produção científica, ajudando a delinear o progresso acadêmico e a colaboração entre pesquisadores (BORNMANN; DANIEL, 2008). De acordo com (SMALL, 1973), a análise de citações destaca-se por rastrear a difusão do conhecimento e reconhecer as obras mais influentes em uma área específica, sendo, portanto, uma ferramenta crítica para a compreensão do desenvolvimento científico e da interconectividade entre estudos. O estudo sobre Ciclo Real de Negócios e Política Fiscal passou por uma evolução significativa nas últimas décadas. Até os anos 80, a análise dos ciclos econômicos focava principalmente em fatores monetários e choques externos, enquanto a política fiscal era vista como um instrumento secundária para estabilização econômica. Com as crises financeiras que marcaram os anos 90, como a Crise Asiática em 1997 e a Crise Russa em 1998, tornou-se evidente a necessidade de entender como as políticas fiscais poderiam auxiliar na estabilização econômica. Pesquisadores como (KRUGMAN, 1999) e (CORSETTI et al., 1999) mostraram que os desequilíbrios fiscais e os choques de confiança podem ter um impacto profundo nos ciclos econômicos, despertando interesse em estudos mais complexos sobre essa relação.

Nos gráficos a seguir são apresentados a produção científica por país e a média de citações por país, permitindo uma avaliação da contribuição global em termos de quantidade e impacto dos trabalhos acadêmicos. Observa-se que os Estados Unidos se destacam como o principal país em números absolutos de publicações, refletindo sua proeminência e influência na produção científica mundial. Esse desempenho pode ser atribuído à vasta infraestrutura de pesquisa, investimentos significativos em ciência e tecnologia, e à liderança de suas instituições acadêmicas em nível global (Figura 4).

**Figura 4 - Média de citações por ano**

*Fonte: Elaboração própria com dados da base Scopus e Web of Science*

Contudo, ao analisar a média de citações, verifica-se que alguns países europeus apresentam um desempenho maior, com médias de citações superiores, o que evidencia a qualidade e a relevância de suas produções acadêmicas. Este padrão sugere que, embora a quantidade de publicações seja um indicador importante, a alta média de citações desses países europeus realça sua contribuição significativa ao avanço científico, apontando para a capacidade de gerar conhecimento influente e amplamente reconhecido. Assim, destaca-se a importância da Europa como um polo acadêmico relevante, cujo impacto transcende o volume de publicações, reforçando a necessidade de considerar tanto a quantidade quanto a qualidade das contribuições científicas ao avaliar o panorama global da pesquisa sobre o tema em questão (Figura 4).

**Figura 4 - Média de citações por ano**

*Fonte: Elaboração própria com dados da base Scopus e Web of Science*

Por fim, destaca-se o Brasil nesse contexto, com uma participação razoável na produção científica sobre o Ciclo Real de Negócios e Política Fiscal em conjunto. Embora o país contribua com uma quantidade moderada de estudos, essa produção ainda não é suficiente para posicioná-lo entre os principais produtores científicos globais no assunto. No Brasil, o foco das pesquisas em economia muitas vezes se concentra em temas mais voltados para questões domésticas, como políticas fiscais e monetárias e problemas estruturais, o que acaba restringindo o escopo de investigações



sobre o ciclo real de negócios de uma perspectiva mais ampla e comparativa.

Ademais, países em desenvolvimento, como o Brasil, enfrentam desafios adicionais que impactam a produção científica, como a escassez de investimentos em infraestrutura de pesquisa, menores incentivos para a publicação em periódicos de alto impacto, e barreiras linguísticas que dificultam a inserção de trabalhos brasileiros em debates internacionais (MEDEIROS; ALMEIDA, 2019). Essas limitações estruturais e econômicas contribuem para que a produção científica sobre o ciclo real de negócios nos países subdesenvolvidos seja menos expressiva, tanto em volume quanto em visibilidade, em comparação com países desenvolvidos, que dispõem de maior suporte institucional e recursos dedicados à pesquisa avançada na área conforme apontado por (CRESPI; GEUNA, 2011).

Um dos marcos mais influentes na teoria dos ciclos reais de negócios foi o trabalho de (KYDLAND; PRESCOTT, 1982), que lançou as bases dos modelos RBC ao explicar as flutuações econômicas como respostas a choques de tecnologia. O modelo introduzido por Kydland e Prescott representou um avanço significativo ao demonstrar que as variações no produto e no emprego podem ser explicadas, em grande parte, por choques tecnológicos que afetam a produtividade. Desde então, essa abordagem foi amplamente expandida e ajustada por diversos pesquisadores, que incorporaram novas dinâmicas e metodologias para refletir a evolução dos fenômenos macroeconômicos. Um dos avanços importantes nessa área foi trazido por (CHRISTIANO et al., 2005), cujo estudo, com mais de 5.000 citações, introduziu fricções nominais, como a rigidez de preços, nos modelos RBC. Essa inovação permitiu que os modelos capturassem de forma mais precisa as flutuações econômicas observadas empiricamente, aproximando-os das realidades dos ciclos econômicos observados em países desenvolvidos.

No contexto da integração de fricções nominais e outros elementos ao arcabouço RBC, o estudo de (SMETS; WOUTERS, 2007) tem se destacado. Através de uma abordagem bayesiana e utilizando dados dos EUA entre 1966 e 2004, os autores propuseram um modelo ampliado de ciclo econômico que inclui tanto rigidez de preços quanto de salários, uma característica central da abordagem do Novo Keynesiano. Os resultados deste estudo afirma que choques de produtividade e mark-up salarial são os principais determinantes das flutuações econômicas de médio e longo prazo, enquanto os choques de demanda, como prêmios de risco e gastos exógenos, tendem a ter efeitos mais significativos no curto prazo. O estudo, ao integrar uma estrutura estocástica mais rica e realista, elevou o nível de sofisticação dos modelos de ciclo econômico e aumentou sua relevância para a análise de políticas monetárias em economias avançadas.

Em relação ao Brasil, a aplicação dos modelos RBC enfrenta desafios adicionais, conforme demonstrado por (CAVALCANTI; SANTOS, 2011). Em sua pesquisa, os autores exploraram a dinâmica dos ciclos econômicos no Brasil e identificaram que as características estruturais das economias emergentes, como a maior exposição a choques externos e a menor flexibilidade institucional, requerem adaptações aos modelos tradicionais de ciclo real de negócios. Além disso, os autores observaram que a volatilidade do PIB brasileiro está intimamente ligada aos choques de produtividade, mas que o contexto institucional do país amplifica as flutuações econômicas. Esses achados são particularmente importantes, pois mostram que os modelos RBC precisam ser ajustados para capturar as especificidades de economias emergentes, como o Brasil, onde fatores externos e internos atuam de forma mais intensa.

Um avanço recente na literatura de ciclos de negócios em economias emergentes foi feito por (SCHMITT-GROHÉ; URIBE, 2017) já acumulou, de acordo com a Scopus, 5334 citações, em outubro de 2024. Os dois revisaram a importância dos choques de termos de troca e de política fiscal nas economias em desenvolvimento, identificando que esses fatores têm um papel muito mais proeminente nessas economias do que em países desenvolvidos. O modelo estendido por Schmitt-Grohé e Uribe incorporou fricções financeiras e custos de ajuste na política fiscal, oferecendo uma visão mais abrangente das dificuldades que as economias emergentes enfrentam ao tentar suavizar as flutuações econômicas. Em países como o Brasil, essa análise faz-se relevante, devido a

fragilidade institucional e a limitação de mecanismos de estabilização fiscal, as quais exacerbam a resposta a choques externos, tornando a economia mais suscetível às oscilações de curto prazo.

### 5.3 Metodologia

A primeira etapa deste estudo consistiu em uma revisão bibliográfica sobre o financiamento do ciclo real de negócios, com foco na atuação dos bancos, essa primeira parte permite a compreensão ampla do tema e suas diferentes abordagens. Em seguida, a análise quantitativa é conduzida por três etapas: i) levantamento dos dados, ii) tratamento estatístico dos dados e iii) Definição do modelo. O modelo de estimativa aplicado a pesquisa foi o Vetor de Correção de Erros Modificado (VECM), que são especialmente úteis porque muitas séries temporais econômicas se mostram estacionárias em primeira diferença, apresentando raiz unitária ou comportamento não estacionário em seus níveis. Estimadores de regressão convencionais, incluindo os Modelos de Vetores Autorregressivos (VARs), funcionam bem quando aplicados a séries estacionárias em covariância, mas enfrentam dificuldades quando aplicados a processos não estacionários ou integrados. Essas dificuldades foram ilustradas por (GRANGER; NEWBOLD, 1974), quando introduziram o conceito de regressões espúrias. Quando se tem dois processos de passeio aleatório independentes, uma regressão de um sobre o outro resultará em um coeficiente significativo, mesmo que eles não estejam relacionados de forma alguma. Isto em conjunto com as descobertas de (NELSON; PLOSSER, 1982) Nelson e Plosser em 1982 de que raízes unitárias podem estar presentes em uma ampla variedade de séries macroeconômicas em níveis ou logaritmos, deu origem à prática de testes de raiz unitária e à implicação de que variáveis devem ser tornadas estacionárias por diferenciação antes de serem incluídas em um modelo econométrico. Desenvolvimentos teóricos posteriores por (ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W. J., 1987) levantaram a possibilidade de que duas ou mais séries temporais integradas e não estacionárias possam ser cointegradas, de modo que alguma combinação linear dessas séries poderia ser estacionária, mesmo que cada série não seja.

Se duas séries são ambas integradas (de ordem um, ou I(1)), podemos modelar sua inter-relação tomando as primeiras diferenças de cada série e incluindo as diferenças em um VAR ou em um modelo estrutural. No entanto, essa abordagem seria subótima se fosse determinado que essas séries são de fato cointegradas. Nesse caso, o VAR expressaria apenas as respostas de curto prazo dessas séries às inovações em cada série. Isso implica que a regressão simples em primeiras diferenças está mal especificada. Se as séries são cointegradas, elas se movem juntas no longo prazo. Um VAR em primeiras diferenças, embora adequadamente especificado em termos de séries estacionárias em covariância, não capturará essas tendências de longo prazo. Assim, o conceito de VAR pode ser estendido para o modelo de correção de erros vetoriais, ou VECM, onde há evidências de cointegração entre duas ou mais séries. O modelo é ajustado às primeiras diferenças das variáveis não estacionárias, mas um termo de correção de erro defasado é adicionado ao relacionamento.

Destaca-se que no caso de duas variáveis, esse termo é o resíduo defasado da regressão de cointegração, de uma das séries sobre a outra em níveis. Ele expressa o desequilíbrio anterior do relacionamento de longo prazo, no qual esse resíduo seria zero. No caso de múltiplas variáveis, há um vetor de termos de correção de erro, de comprimento igual ao número de relacionamentos de cointegração, ou vetores de cointegração, entre as séries.

O VECM, como supramencionado, é projetado para capturar tanto as relações de curto quanto de longo prazo entre variáveis que são cointegradas. A equação básica do VECM é:

$$\Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

No qual:

- $\Delta y_t$ : Vetor das primeiras diferenças das variáveis endógenas no tempo  $t$ .

- $\alpha$ : Matriz de ajuste, indicando a velocidade com que o sistema retorna ao equilíbrio de longo prazo.
- $\beta$ : Matriz de cointegração, representando as combinações lineares de longo prazo (relações estacionárias).
- $y_{t-1}$ : Vetor de variáveis endógenas em nível no tempo  $t - 1$ .
- $\Gamma_i$ : Matrizes de coeficientes das diferenças defasadas das variáveis endógenas.
- $p$ : Ordem do modelo VAR, indicando o número de defasagens.
- $\varepsilon_t$ : Vetor de resíduos ou choques no tempo  $t$  (supostos como ruído branco).

Como supramencionando  $\Delta y_t$  representa o Vetor das diferenças de primeira ordem das variáveis endógenas. o termo de correção de erro que captura a relação de longo prazo. A Matriz de Ajuste  $\alpha$  indica a velocidade com que o sistema retorna ao equilíbrio.  $\beta$  representa a Matriz de Cointegração que define as combinações lineares das variáveis que são estacionárias.  $\Gamma_i$  Representa as Matrizes de coeficientes para as diferenças de primeira ordem, capturando as dinâmicas de curto prazo.

Destaca-se ainda que o Termo de Correção de Erro ajusta as variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Se as variáveis se desviarem do equilíbrio, este termo atua para corrigir o desvio. Indica a rapidez com que cada variável responde a um desequilíbrio no sistema. Representa os vetores de cointegração, no qual cada vetor é uma combinação linear das variáveis que é estacionária. Na Dinâmica de Curto Prazo tem-se, que captura as relações temporais entre as variáveis de forma dinâmica, considerando os efeitos de curto prazo que não são explicados pela cointegração.

Ressalta-se que antes de proceder à estimação de um Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM), verifica-se se as variáveis envolvidas são cointegradas, ou seja, se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Para tal, o teste de Johansen é amplamente empregado. Este teste é usado para confirmar a existência de cointegração e determina o número de vetores de cointegração. A matriz  $\beta$  contém os vetores de cointegração que expressam as combinações lineares das variáveis que são estacionárias.

Uma vez estabelecido o número de vetores de cointegração, a próxima etapa envolve a estimação dos parâmetros do VECM. Para garantir que as estimativas sejam consistentes e eficientes, utiliza-se o método de Máxima Verossimilhança. Este método é particularmente adequado para sistemas de equações simultâneas, como é o caso do VECM, pois leva em consideração a interdependência entre as variáveis e proporciona estimativas que são otimizadas em termos de precisão e confiabilidade.

É importante destacar que o modelo em questão assume a suposição de que os resíduos do modelo sejam normalmente distribuídos. A suposição garante que as inferências estatísticas, como os intervalos de confiança e testes de hipóteses, sejam válidas. Após a estimação do VECM, verifica-se a adequação dessa suposição para assegurar a robustez das conclusões obtidas a partir do modelo. Para tanto, são utilizados testes estatísticos, como o teste de Jarque-Bera, que avalia a normalidade dos resíduos ao examinar sua assimetria e curtose.

### 5.3.1 Levantamento dos dados

O levantamento de dados foi realizado com base na literatura vigente, considerando variáveis amplamente utilizadas em estudos relacionados ao ciclo real de negócios no Brasil. Os dados foram coletados diretamente de fontes oficiais, como Banco Central do Brasil, IBGE e Receita Federal, acessados através de seus respectivos portais. Após a captura, as informações foram organizadas e tratadas no Excel, onde passaram por uma etapa de limpeza e padronização para garantir a consistência e a qualidade dos dados. Em seguida, os dados organizados foram importados para o software RStudio, onde foram processados e analisados, possibilitando a execução das metodologias propostas na pesquisa.

### 5.3.2 Tratamento estatístico de dados

A estatística descritiva é uma área da estatística que organiza, sumariza e apresenta dados de forma compreensível. Seu propósito é descrever as características de um conjunto de dados, utilizando ferramentas como gráficos, tabelas e medidas de tendência central (média, mediana, moda) e dispersão (desvio padrão, variância).

(GALTON, 1889), precursor da estatística moderna, destacou a importância da análise sistemática para compreender a variabilidade dos fenômenos. (TUKEY, 1977), por sua vez, reforçou a necessidade de métodos descritivos eficazes, argumentando que eles são importantes para explorar e compreender os dados antes de qualquer inferência. Ambos sublinharam que a organização e a síntese dos dados são indispensáveis em análises estatísticas.

Tabela C.2: **Tabela 2: Tabela dos dados estatísticos**

Variável	Min	Max	Mediana	Moda	Média	SD	CV	IC(95)	Assimetria	Curtose	Sig-p
var_pib	0.9289	1.2850	1.0685		1.0782	0.0533	0.0494	1.0691a1.0873	0.8750	2.3932	0.0000
bens_cap	0.0281	12.4001	0.9912		1.4512	2.0687	1.4255	1.0938a1.8041	3.9044	14.5509	0.0000
desocup	0.6796	1.4069	0.9965		1.0334	0.1867	0.1807	1.0015a1.0653	0.3487	-0.3957	0.0001
spread_tot	0.4451	1.3875	0.9893		0.9866	0.1936	0.1946	0.9855a1.0453	0.1011	-0.8597	0.0005
cred_pj	0.7971	1.5713	1.0458		1.0539	0.1341	0.1272	1.0311a1.0768	0.8305	1.6168	0.0008
cred_pf	0.8110	1.5357	1.0978		1.1129	0.1129	0.1025	1.0825a1.1211	0.8325	1.6873	0.0238
jur_cr_pj	0.6168	1.7955	1.0267		1.1023	0.2184	0.2080	1.0123a1.0869	0.6512	0.6173	0.0074
div_gov	0.9242	1.1935	1.0156		1.0590	0.0590	0.0519	1.0144a1.0350	1.1580	1.2919	0.0009
jur_cr_pf	0.7714	1.5592	1.0192		1.0450	0.1714	0.1641	1.0158a1.0742	0.9931	0.7387	0.0000
endiv_pf	0.7991	1.2500	1.0043		1.0285	0.0720	0.0700	1.0143a1.0429	0.2855	0.7240	0.0139
renda	0.7492	1.7376	0.9984		0.9833	0.0943	0.0959	0.9672a0.9994	-0.6980	0.4459	0.0000
op_fin	0.6854	1.6292	1.0438		1.0650	0.1932	0.1814	1.0324a1.0998	0.5571	0.1062	0.0122
inflacao	1.0188	1.1213	1.0581		1.0660	0.0264	0.0249	1.0561a1.0651	0.4735	-0.7932	0.0001

Fonte: Dados dos autores.

Nota-se que o Produto Interno Bruto ( $var_{pib}$ ), Tabela C.2, apresenta uma média de 1.0782, com uma variação relativamente baixa, refletida pelo desvio padrão de 0.0533. A distribuição está levemente assimétrica à direita, com uma assimetria de 0.8750, e uma curtose de 2.3932, indicando uma distribuição mais alongada e com caudas mais pesadas em comparação com a normal. Já a variável  $bens_{cap}$ , que possui um amplo intervalo de valores entre o mínimo de 0.0281 e o máximo de 12.4001, apresenta uma média de 1.4512 e um desvio padrão relativamente elevado de 2.0687. Outras variáveis, como  $desocup$  e  $spread_{tot}$ , mostram características distintas. A variável  $desocup$  tem uma média de 1.0334 e um desvio padrão de 0.1867, com uma assimetria de 0.3487, sugerindo uma distribuição ligeiramente assimétrica à direita. Por outro lado, a variável  $spread_{tot}$  apresenta uma média ligeiramente inferior a 1, com um desvio padrão de 0.1936 e uma assimetria de 0.1011, o que sugere uma distribuição quase simétrica.

De acordo com (SCHÖBER et al., 2018) A correlação é uma métrica estatística usada para avaliar a dependência linear entre variáveis. Ela possibilita identificar relações lineares entre variáveis, o que é importante para a construção de modelos explicativos e preditivos. Não obstante, é importante destacar que a correlação não implica causalidade ((WILLETT, 2023)), ou seja, a existência de uma associação estatística não significa que uma variável cause mudanças na outra.

Tabela C.3: Matriz das significâncias

Variável	var_pib	bens_cap	desocup	spread_tot	cred_pj	cred_pf	jur_cr_pj	div_gov	jur_cr_pf	endiv_pf	renda	op_fin	inflacao
var_pib	NA	0.0016840	0.0000000	0.0000000	0.0000005	0.0000000	0.0291361	0.0000039	0.0001468	0.0000017	0.0000000	0.0226371	0.0000009
bens_cap	0.0016840	NA	0.1131247	0.0343948	0.0037460	0.0000003	0.1102763	0.1956300	0.0011328	0.2642676	0.0001897	0.0000574	0.3643103
desocup	0.0000000	0.1131247	NA	0.0343934	0.0000000	0.0000003	0.2619651	0.0028278	0.0022872	0.0000036	0.0016739	0.0392857	0.5668788
spread_tot	0.0000000	0.0343948	0.0343934	NA	0.0000000	0.0042478	0.3443871	0.0001366	0.0125166	0.3252127	0.0000739	0.2511292	0.9070225
cred_pj	0.0000005	0.0037460	0.0000000	0.0000000	NA	0.0002748	0.4996663	0.0001366	0.3252127	0.0000000	0.0000001	0.0000038	0.2478170
cred_pf	0.0000000	0.0000003	0.0000003	0.0042478	0.0002748	NA	0.7964745	0.1858614	0.0000000	0.0000346	0.0000002	0.0000038	0.0000000
jur_cr_pj	0.0291361	0.1102763	0.2619651	0.3443871	0.4996663	0.7964745	NA	0.0000610	0.0000018	0.0166800	0.2383540	0.0039101	0.0000000
div_gov	0.0000039	0.1956300	0.0028278	0.0001366	0.0001366	0.1858614	0.0000610	NA	0.0000161	0.6693841	0.9100793	0.9100793	0.0464019
jur_cr_pf	0.0001468	0.0011328	0.0022872	0.0125166	0.3252127	0.0000000	0.0000018	0.0000161	NA	0.0166800	0.0000018	0.0000001	0.0508301
endiv_pf	0.0000017	0.2642676	0.0000036	0.3252127	0.0000000	0.0000346	0.0166800	0.6693841	0.0166800	NA	0.0005222	0.0000001	0.0000000
renda	0.0000000	0.0001897	0.0016739	0.0000739	0.0000001	0.0000002	0.2383540	0.9100793	0.0000018	0.0005222	NA	0.9100793	0.0508301
op_fin	0.0226371	0.0000574	0.0392857	0.2511292	0.0000038	0.0000038	0.0039101	0.9100793	0.0000001	0.0000001	0.9100793	NA	0.0464019
inflacao	0.0000009	0.3643103	0.5668788	0.9070225	0.2478170	0.0000000	0.0000000	0.0464019	0.0508301	0.0000000	0.0508301	0.0464019	NA

Fonte: Dados dos autores.

A Tabela C.3 apresenta os valores de significância estatística para as correlações entre as variáveis analisadas. Esses valores indicam a probabilidade de que a correlação observada entre duas variáveis seja devida ao acaso. Valores de significância próximos de zero sugerem uma correlação estatisticamente significativa, enquanto valores mais próximos de um indicam uma falta de significância estatística. A variável  $var_{pib}$  mostra uma forte significância estatística nas correlações com quase todas as outras variáveis, exceto com ela mesma (indicada por NA), destacando sua relevância e interconexão no modelo econômico analisado. Notavelmente, as correlações entre  $var_{pib}$  e variáveis como  $desocup$ ,  $spread_{tot}$  e  $cred_{pj}$  apresentam valores de significância extremamente baixos, sugerindo uma relação estatisticamente significativa e, portanto, relevante para o estudo. Além disso, observamos que algumas variáveis, como  $bens_{cap}$  e  $desocup$ , têm correlações menos significativas com variáveis como  $div_{gov}$  e  $spread_{tot}$ , com valores de significância mais altos (por exemplo, 0.1956300 e 0.1131247, respectivamente), indicando que essas relações podem não ser estatisticamente significativas e potencialmente menos influentes.

Tabela C.4: Matriz dos coeficientes de correlação

Variável	var_pib	bens_cap	desocup	spread_tot	cred_pj	cred_pf	jur_cr_pj	div_gov	jur_cr_pf	endiv_pf	renda	op_fin
var_pib	1.0000	0.2708	-0.5286	-0.5654	0.4201	0.7139	0.1899	0.3895	0.3245	0.4031	-0.6526	0.1983
bens_cap	0.2708	1.0000	-0.1385	-0.1838	0.2506	0.4306	-0.1396	0.1133	-0.3265	-0.0978	-0.3193	0.3428
desocup	-0.5286	-0.1385	1.0000	0.9716	-0.5971	-0.5822	0.0983	0.3219	-0.2579	-0.4425	0.5427	-0.0892
spread_tot	-0.5654	-0.1838	0.9716	1.0000	-0.6106	-0.6246	0.0829	-0.3260	-0.2186	-0.4857	0.5403	-0.1006
cred_pj	0.4201	0.2506	-0.5971	-0.6106	1.0000	0.7199	-0.2472	0.5039	0.0227	0.3521	-0.5806	0.3901
cred_pf	0.7139	0.4306	-0.5822	-0.6246	0.7199	1.0000	-0.0593	0.5039	0.2266	0.3521	-0.5806	0.3901
jur_cr_pj	0.1899	-0.1396	0.0983	0.0829	-0.0593	-0.0593	1.0000	0.5954	0.3582	-0.2215	-0.2241	-0.2493
div_gov	0.3895	0.1133	0.3219	-0.3260	0.5039	0.5039	0.5954	1.0000	0.3582	-0.0375	-0.2241	0.3769
jur_cr_pf	0.3245	-0.3265	-0.2579	-0.2186	0.0227	0.2266	0.3582	0.3582	1.0000	0.3936	-0.2087	-0.4014
endiv_pf	0.4031	-0.0978	-0.4425	-0.4857	0.3521	0.3521	-0.2215	-0.0375	0.3936	1.0000	-0.2979	-0.0099
renda	-0.6526	-0.3193	0.5427	0.5403	-0.5806	-0.5806	-0.2241	-0.2241	-0.2087	-0.2979	1.0000	-0.0099
op_fin	0.1983	0.3428	-0.0892	-0.1006	0.3901	0.3901	-0.2493	0.3769	-0.4014	-0.0099	-0.0099	1.0000
inflacao	0.4117	-0.0796	0.0503	0.0103	-0.0837	0.1013	0.6917	0.3801	0.6677	0.3936	-0.1703	-0.1737

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela C.4 apresenta a matriz de coeficientes de correlação entre as variáveis analisadas. Os valores indicam a intensidade e a direção das relações lineares entre as variáveis, com valores próximos de 1 ou -1 sugerindo uma forte correlação positiva ou negativa, respectivamente, enquanto valores próximos de 0 indicam ausência de correlação significativa.

Observa-se, por exemplo, uma forte correlação negativa entre *spread\_tot* e *desocup* (-0,9716), indicando que à medida que o *spread* total aumenta, a taxa de desocupação tende a diminuir, e vice-versa. Por outro lado, a variável *var\_pib* apresenta uma relação moderadamente positiva com *cred\_pf* (0,7139), sugerindo que o crescimento econômico pode estar associado a um aumento no crédito às pessoas físicas. Além disso, algumas variáveis, como *op\_fin* e *inflacao*, apresentam coeficientes de correlação relativamente baixos com outras variáveis, indicando que sua influência pode ser mais limitada no modelo econômico. Em contraste, *spread\_tot* e *desocup* mostram relações significativas com diversas variáveis, reforçando sua importância no contexto analisado.

## 5.4 Consolidação do modelo

Nesse contexto, é válido reinterar que, com base nos testes realizados, o modelo VECM foi selecionado por sua capacidade de modelar relações dinâmicas de curto prazo em conjunto com equações de equilíbrio de longo prazo. Estudos como os de (JOHANSEN, Søren, 1991) e (NKORO; UKO et al., 2016) destacam a eficácia do VECM em capturar essas dinâmicas. Essa abordagem permite uma análise dos choques econômicos e seus efeitos sobre variáveis macroeconômicas ao longo do tempo. A aplicação de técnicas como análise de impulso-resposta e decomposição da variância compreender as tendências subjacentes às interações entre crédito bancário, taxa de juros e PIB, destacando o papel dessas variáveis no comportamento cíclico da economia.

Diversos estudos já aplicaram o modelo VECM na análise dos ciclos reais de negócios, confirmando sua adequação para investigar as relações dinâmicas entre variáveis macroeconômicas. Por exemplo, (RAMEY, 2011) analisou a influência de choques fiscais sobre o PIB e a produção industrial, enquanto (OLIVEIRA, H. S., 2015) investigou o canal do crédito da política monetária no Brasil utilizando o VECM para compreender os efeitos da taxa de juros no crédito bancário e no PIB. Além disso, (ANDRADE, 2013) examinou a relação entre crédito bancário e atividade econômica no Brasil, aplicando o VECM para identificar interações entre crédito ao setor privado, taxa de juros e PIB.

Os testes de estacionariedade e cointegração foram reaplicados para avaliar as propriedades das séries no modelo combinado. Os resultados permitiram ajustar o modelo, capturando de maneira mais robusta as relações dinâmicas e de longo prazo entre as variáveis. Além disso, parâmetros e especificações foram revisados para assegurar consistência estatística e econômica.

Ao longo da análise individual das variáveis em relação ao PIB, foram descartadas as variáveis cujos coeficientes dos erros corrigidos eram insignificantes, ou seja, foram deixadas de fora do modelo consolidado as variáveis que não indicavam influência na variação do PIB. Com isso, ao todo trabalharemos com cinco variáveis no modelo.

### 5.4.1 Teste ADF

Os testes de estacionariedade e cointegração desempenham um papel fundamental na modelagem econométrica, especialmente quando se busca identificar relações de longo prazo entre variáveis econômicas. Neste estudo, a aplicação desses testes teve como objetivo definir a abordagem de modelagem mais apropriada — seja um modelo VAR, no caso de séries estacionárias, ou um modelo VECM, caso haja evidências de cointegração entre séries não estacionárias.

Para essa finalidade, foi aplicado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que permite avaliar a presença de raiz unitária nas séries temporais. A decisão sobre a classificação das séries quanto à estacionariedade foi baseada nos resultados desse teste, que forneceu evidências sobre a presença ou ausência de raiz unitária. Embora o uso de apenas um teste possa ser considerado limitado, o teste ADF é amplamente utilizado e aceito na literatura econômica para avaliar a estacionariedade de séries temporais. Ademais, a escolha de utilizar apenas o teste ADF se justifica pela simplicidade e eficácia desse método em detectar a presença de raiz unitária ((RAMENAH et al., 2018)).

De acordo com os resultados do teste ADF, constatou-se que todas as séries analisadas não são estacionárias em nível, sendo integradas de ordem um ( $I(1)$ ). Em função dessa característica, a próxima etapa consistirá na verificação da existência de relações de cointegração entre as variáveis, a fim de definir a estratégia de modelagem mais adequada para o estudo, podendo ser a utilização de um modelo VECM em caso de comprovação de cointegração.

Tabela D.5: Teste ADF para a variável *var\_pib*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-0.357	0.541	0	-3.520	0.0100	0	-3.750	0.0238
1	-0.233	0.576	1	-2.980	0.0424	1	-3.140	0.1024
2	-0.221	0.580	2	-2.660	0.0885	2	-2.820	0.2328
3	-0.391	0.531	3	-2.850	0.0575	3	-3.170	0.0964
4	-0.269	0.566	4	-2.490	0.1383	4	-2.740	0.2676

Tabela D.6: Teste ADF para a variável *spread\_tot*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	0.0846	0.667	0	-3.060	0.0349	0	-4.130	0.0100
1	-0.3750	0.536	1	-1.190	0.6300	1	-1.510	0.7794
2	-0.3412	0.545	2	-1.160	0.6417	2	-1.510	0.7782
3	-0.6983	0.429	3	-1.690	0.4483	3	-1.740	0.6833
4	-0.4179	0.523	4	-2.930	0.0464	4	-3.370	0.0624

Tabela D.7: Teste ADF para a variável *cred\_pf*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-0.507	0.498	0	-4.600	0.0100	0	-4.820	0.0100
1	-0.349	0.543	1	-3.220	0.0222	1	-3.390	0.0582
2	-0.272	0.565	2	-2.690	0.0834	2	-2.830	0.2298
3	-0.416	0.524	3	-3.100	0.0312	3	-3.380	0.0612
4	-0.340	0.546	4	-2.550	0.1152	4	-2.790	0.2474



Tabela D.8: Teste ADF para a variável *div\_gov*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	0.161	0.689	0	-1.810	0.4012	0	-1.440	0.8071
1	-0.853	0.373	1	-1.730	0.4342	1	-1.890	0.6205
2	-0.336	0.547	2	-2.900	0.0491	2	-2.970	0.1710
3	-0.435	0.519	3	-3.130	0.0284	3	-3.300	0.0750
4	-0.220	0.580	4	-3.540	0.0100	4	-3.620	0.0341

Tabela D.9: Teste ADF para a variável *inflacao*

Sem dif. e sem tendência			Com dif. e sem tendência			Com dif. e com tendência		
Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor	Lag	ADF	p-valor
0	-0.276	0.564	0	-1.100	0.661	0	-1.140	0.913
1	-0.225	0.579	1	-2.060	0.305	1	-2.080	0.540
2	-0.260	0.569	2	-2.160	0.267	2	-2.170	0.502
3	-0.213	0.582	3	-2.130	0.278	3	-2.150	0.511
4	-0.221	0.580	4	-2.160	0.265	4	-2.180	0.498

#### 5.4.2 Teste de cointegração (Teste de Johansen)

Os testes de cointegração de Johansen demonstraram a existência de relações de longo prazo entre as variáveis analisadas ((SSEKUMA, 2011). Os *p*-valores para todas as combinações testadas foram inferiores a 0,05, rejeitando a hipótese nula de ausência de cointegração. Dessa forma, foi possível modelar as relações causais por meio de modelos VEC (Vetorial de Correção de Erros).

##### 1. Resultados do Teste de Cointegração (Johansen)

Tabela D.10: Resultados do Teste de Cointegração (Johansen)

Hipótese H0	Estatística do Teste	Crítico (10%)	Crítico (5%)	Crítico (1%)	Rejeita H0?
$r \leq 4$	5.49	7.52	9.24	12.97	Não
$r \leq 3$	11.20	17.85	19.96	24.60	Não
$r \leq 2$	21.10	32.00	34.91	41.07	Não
$r \leq 1$	54.78	49.65	53.12	60.16	Sim
$r = 0$	116.97	71.86	76.07	84.45	Sim

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Os resultados apresentados na Tabela D.10 indicam a aplicação do teste de cointegração de Johansen para verificar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis do sistema. A hipótese nula ( $H_0$ ) estabelece que o número de relações de cointegração no

sistema é inferior ou igual a  $r$ . Para valores de  $r$  menores ou iguais a 1, rejeitamos  $H_0$ , indicando a presença de pelo menos duas combinações lineares estacionárias no sistema. Por outro lado, para valores de  $r$  entre 2 e 4, não rejeitamos  $H_0$ , o que sugere a ausência de mais combinações estacionárias. Esses resultados mostram que, com base nos valores críticos fornecidos, existem exatamente duas relações de cointegração ( $r = 2$ ) no modelo, corroborando a hipótese de interdependência de longo prazo entre as variáveis analisadas. Tal evidência valida a aplicação de um modelo VEC (Vetorial de Correção de Erros) para capturar as relações dinâmicas no curto e longo prazo.

## 2. Autovalores

A Tabela D.11 a seguir apresenta os autovalores do Teste de Cointegração (Johansen).

Tabela D.11: **Tabela 7: Autovalores do Teste de Cointegração (Johansen)**

Rank (r)	Autovalor (Eigenvalue)
$r = 0$	0.3969
$r = 1$	0.2395
$r = 2$	0.0774
$r = 3$	0.0453
$r = 4$	0.0436
$r = 5$	0.0000

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Os autovalores indicam a força das relações de cointegração. O primeiro autovalor (0.3969) é o maior, sugerindo que a primeira relação de cointegração é mais forte. Os autovalores diminuem progressivamente, indicando que as relações de cointegração subsequentes têm menos impacto.

## 3. Vetores de Cointegração (Normalizados)

Como observado nos vetores de cointegração normalizados, a equação abaixo descreve a relação de longo prazo entre as variáveis consideradas estacionárias no sistema:

$$\begin{aligned} \text{varpib}_t = & -0.0489 \cdot \text{spreadtot}_t - 0.1928 \cdot \text{credpf}_t - 0.3933 \cdot \text{divgov}_t \\ & - 0.7225 \cdot \text{inflacao}_t + 0.2565 \cdot \text{constante} \end{aligned}$$

Os coeficientes presentes nos vetores indicam tanto a magnitude quanto a direção da influência de cada variável sobre o  $\text{varpib}_t$  no longo prazo. Por exemplo, um aumento no  $\text{spreadtot}$  ou no  $\text{credpf}$  exerce impacto negativo sobre o PIB, refletido pelos coeficientes  $-0.0489$  e  $-0.1928$ , respectivamente. A variável  $\text{inflacao}$ , com um coeficiente de  $-0.7225$ , demonstra a maior influência negativa entre as variáveis, indicando que pressões inflacionárias podem ter um efeito substancial sobre o desempenho econômico de longo prazo. Já o termo constante

+0.2565 fornece um ajuste fixo no vetor de cointegração. Destaca-se que esses resultados reforçam a relevância do modelo de cointegração para capturar a interação entre as variáveis econômicas, sugerindo que políticas que afetem o spread bancário, o crédito à pessoa física ou a dívida pública podem impactar diretamente a trajetória de crescimento do PIB no longo prazo.

#### 4. Matriz de pesos (Weights)

A matriz de pesos ( $W$ ) indica a influência de cada relação de cointegração na dinâmica das variáveis. Por exemplo: a primeira relação de cointegração ( $W[1, 1]$ ) tem um impacto mais significativo em  $var_{pib}$ . Valores baixos ou próximos de zero sugerem que a relação de cointegração tem pouca influência em algumas variáveis. Com isso, seguimos com o modelo de correção de erros (VECM), pois identificamos 2 relações de cointegração entre as variáveis, o que confirma que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, apesar de suas flutuações no curto prazo.

#### Teste dos resíduos

Para validar o modelo, os resíduos foram submetidos a testes adicionais, são eles:

1. **Teste de normalidade:** O teste de Shapiro-Wilk foi aplicado aos resíduos do componente  $var_{pib.d}$ , resultando em um valor de  $W = 0.98286$  com  $p$ -valor = 0.09532. Como o  $p$ -valor é superior ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de normalidade. Portanto, não há evidências estatísticas suficientes para afirmar que os resíduos desse componente se desviam significativamente de uma distribuição normal. Esse resultado reforça a adequação do modelo, indicando que os erros seguem um comportamento compatível com os pressupostos de normalidade exigidos para a validade das inferências no VECM.
2. **Teste de autocorrelação:** O teste de Ljung-Box foi utilizado para verificar a presença de autocorrelação nos resíduos. Os resultados estão apresentados na Tabela D.12. Para todas as variáveis diferenciadas, os  $p$ -valores são superiores a 0,05, indicando que não rejeitamos  $H_0$ . Assim, os resíduos podem ser tratados como ruído branco, indicando que o modelo captura adequadamente as dinâmicas das variáveis.

Tabela D.12: **Tabela 8: Resultados do Teste de Autocorrelação (Ljung-Box)**

Variável	Estatística $X^2$	p-valor
$var_{pib.d}$	3.171324	0.9770997
$spread_{tot.d}$	2.483661	0.9911117
$cred_{pf.d}$	4.600002	0.9162492
$div_{gov.d}$	5.08217	0.8856218
$inflacao.d$	3.908546	0.9513783

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

3. **Teste de homocedasticidade:** Para avaliar a homocedasticidade, foi aplicado o teste de Breusch-Pagan nos resíduos. Os resultados estão detalhados na Tabela D.13. Os  $p$ -valores

superiores a 0,05 para todas as variáveis sugerem que não rejeitamos  $H_0$ , indicando ausência de heterocedasticidade significativa. Apenas a variável  $\text{div\_gov.d}$  apresentou um p-valor marginal ( $p = 0.067$ ), o que merece atenção, mas não compromete os resultados gerais do modelo.

Tabela D.13: **Tabela 9: Resultados do Teste de Homocedasticidade (Breusch-Pagan)**

Variável	Estatística BP	p-valor
var_pib.d	0.219787	0.6392024
spread_tot.d	0.171161	0.679082
cred_pf.d	0.232817	0.6294432
div_gov.d	3.341573	0.06755002
inflacao.d	0.792576	0.3733223

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

## 5.5 Resultados

### 5.5.1 Modelo Genérico

Com base nos testes anteriores já apresentados, chegou-se na consolidação do modelo com 5 variáveis, são elas: (i) Variação do PIB, (ii) Spread Total, (iii) Crédito PF, (iv) Dívida do Governo e (v) Inflação. Portanto, serão realizados os testes e ajustes finais para a conclusão do modelo econométrico. Cabe destacar que o modelo genérico inicial foi especificado incluindo todas as variáveis analisadas.

**Tabela 10: Variáveis e Fontes de Dados**

Variável	Descrição	Fonte
PIB Mensal	Variação interanual	Bacen
Spread Bancário	Variação interanual	Bacen
Crédito Pessoa Física	Variação interanual	Bacen
Dívida Líquida e Dívida do Governo Geral	Variação interanual	Bacen
Inflação	Variação interanual	Bacen

**Fonte:** Elaborado pelos autores.

Matematicamente, tem-se a seguinte equação:

$$\begin{aligned}
\Delta(\text{var\_pib}) = & \beta_0 \cdot \text{ECT1} + \beta_1 \cdot \text{ECT2} + \sum_{i=1}^8 \beta_{2i} \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-i}) \\
& + \sum_{i=1}^8 \beta_{3i} \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-i}) + \sum_{i=1}^8 \beta_{4i} \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-i}) \\
& + \sum_{i=1}^8 \beta_{5i} \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-i}) + \sum_{i=1}^8 \beta_{6i} \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-i}) + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5.2}$$

A fórmula apresentada é a especificação de um modelo VECM (Vector Error Correction Model) que descreve as relações dinâmicas e de longo prazo entre variáveis. Neste caso, o modelo descreve como a variável dependente  $\Delta(\text{var\_pib})$  é afetada por outras variáveis no sistema.

No qual:

- $\Delta(\text{var\_pib})$ : Representa a variação da variável PIB (Produto Interno Bruto) no tempo  $t$ . A análise está focada em como as mudanças em outras variáveis afetam o PIB.
- $\beta_0 \text{ECT1} + \beta_1 \text{ECT2}$ : Termos de correção de erro (Error Correction Terms - ECT), que representam os desequilíbrios de longo prazo no sistema.  $\beta_0$  e  $\beta_1$  mostram a intensidade com que  $\text{var\_pib}$  ajusta-se para corrigir os desequilíbrios nas duas relações de cointegração (ECT1 e ECT2).
- $\sum_{i=1}^8 \beta_{2i} \Delta(\text{var\_pib.lag})$ : Captura a dependência dinâmica do PIB com seus próprios valores passados.  $\beta_{2i}$  indica a magnitude do impacto das defasagens (até 8 períodos) do PIB.
- $\sum_{i=1}^8 \beta_{3i} \Delta(\text{spread\_tot.lag})$ : Mede como as mudanças passadas no *spread* total afetam o PIB.  $\beta_{3i}$  indica o impacto marginal.
- $\sum_{i=1}^8 \beta_{4i} \Delta(\text{cred\_pf.lag})$ : Captura como as mudanças passadas no crédito para pessoas físicas impactam o PIB.  $\beta_{4i}$  indica a sensibilidade às defasagens do crédito.
- $\sum_{i=1}^8 \beta_{5i} \Delta(\text{div\_gov.lag})$ : Representa o impacto das mudanças na dívida do governo sobre o PIB.  $\beta_{5i}$  indica o efeito marginal.
- $\sum_{i=1}^8 \beta_{6i} \Delta(\text{inflacao.lag})$ : Mede o impacto das mudanças passadas na inflação sobre o PIB.  $\beta_{6i}$  indica a magnitude e direção.
- $\varepsilon$ : Erro residual, representando os choques não explicados pelas variáveis do modelo.

O modelo inclui os termos de correção de erro (ECT1 e ECT2) para capturar o ajuste de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis cointegradas. No que toca as defasagens, as somatórias ( $\sum_{i=1}^8$ ) incluem as variáveis defasadas porque o VECM modela as relações dinâmicas. As defasagens capturam dependências temporais e interações no curto prazo. Na cointegração, a presença de múltiplas relações de cointegração ( $r = 2$ ) requer a inclusão de dois termos de correção de erro, refletindo as relações estacionárias que governam o sistema.

Destaca-se que para determinar o número adequado de defasagens no modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM), utilizou-se a função `VARselect()` disponível no pacote `vars` do R. Esta função aplica diversos critérios estatísticos de informação, incluindo Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwartz (SC), e o Erro de Previsão Final (FPE), para identificar o número de lags que balanceiam adequadamente a complexidade do modelo com seu ajuste aos dados históricos. Com base nas sugestões fornecidas por esses critérios, a escolha de oito defasagens foi confirmada não apenas pela predominância de suporte oriundo das informações de equilíbrio apresentadas, mas também pela necessidade de refletir acuradamente a dinâmica temporal subjacente no espectro mensal a longo prazo.

### 5.5.2 Modelo Final

O modelo estimado, apresentado após os testes preliminares e as análises conduzidas, reflete a dinâmica geral do sistema. Este modelo global inclui todas as variáveis e seus respectivos coeficientes, independentemente da significância estatística, com o objetivo de capturar as interações entre as variáveis. A equação a seguir representa este modelo.

$$\begin{aligned}
 \Delta(\text{var\_pib}) = & -0.4489 \cdot \text{ECT1} + 0.0042 \cdot \text{ECT2} \\
 & -0.1493 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-1}) - 0.1715 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-1}) \\
 & -0.0465 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-1}) + 0.1805 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-1}) \\
 & + 0.4699 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-1}) - 0.5060 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-2}) \\
 & -0.2368 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-2}) + 0.1476 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-2}) \\
 & -0.3393 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-2}) + 0.3473 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-2}) \\
 & -0.6102 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-3}) - 0.4376 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-3}) \\
 & + 0.0613 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-3}) + 1.2321 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-3}) \\
 & -1.3426 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-3}) - 0.3658 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-4}) \\
 & -0.2946 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-4}) - 0.1712 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-4}) \\
 & + 0.2643 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-4}) + 1.0069 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-4}) \\
 & -0.2962 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-5}) + 0.0552 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-5}) \\
 & -0.1417 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-5}) + 0.2687 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-5}) \\
 & -0.2488 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-5}) - 0.2481 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-6}) \\
 & + 0.2909 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-6}) - 0.1548 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-6}) \\
 & -0.6227 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-6}) + 1.1014 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-6}) \\
 & -0.2585 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-7}) + 0.2478 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-7}) \\
 & -0.1354 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-7}) - 0.2102 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-7}) \\
 & + 2.1092 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-7}) - 0.0406 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-8}) \\
 & + 0.1938 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-8}) - 0.0299 \cdot \Delta(\text{cred\_pf}_{t-8}) \\
 & -0.8523 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-8}) - 0.6973 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-8}) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{5.3}$$

Com base nos resultados obtidos, após a análise da significância estatística dos coeficientes estimados no modelo global, identificaram-se as variáveis que apresentam impacto relevante no sistema. Dessa forma, será apresentado a seguir o modelo reduzido, que inclui apenas as variáveis estatisticamente significativas. A exclusão das variáveis não significativas permite simplificar a estrutura do modelo, focando nos elementos que de fato contribuem para explicar a dinâmica das relações analisadas. Essa abordagem não apenas facilita a interpretação dos resultados, mas também melhora a parcimônia do modelo, tornando-o mais eficiente e interpretável, sem comprometer a integridade das relações econométricas.

$$\begin{aligned}
 \Delta(\text{var\_pib}) = & -0.4489 \cdot \text{ECT1} - 0.5060 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-2}) \\
 & -0.2368 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-2}) - 0.6102 \cdot \Delta(\text{var\_pib}_{t-3}) \\
 & -0.4376 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-3}) + 1.2321 \cdot \Delta(\text{div\_gov}_{t-3}) \\
 & -1.3426 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-3}) - 0.2946 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-4}) \\
 & + 0.2909 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-6}) + 0.2478 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-7}) \\
 & + 2.1092 \cdot \Delta(\text{inflacao}_{t-7}) + 0.1938 \cdot \Delta(\text{spread\_tot}_{t-8}) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{5.4}$$

O termo de correção de erro (ECT1) apresentou um coeficiente significativo e negativo ( $-0.4489$ ,  $p = 0.022$ ), indicando que aproximadamente 44,89% dos desvios do equilíbrio de longo prazo são ajustados em cada período. Esse resultado reforça a existência de cointegração entre as variáveis, com ajustes consistentes em direção ao equilíbrio após choques econômicos.

Entre as variáveis independentes, destacaram-se as defasagens do PIB, que mostraram efeitos negativos sobre a variação atual do PIB. As defasagens de dois ( $-0.5059$ ,  $p = 0.011$ ) e três períodos ( $-0.6102$ ,  $p = 0.002$ ) indicam que choques econômicos passados têm impactos adversos persistentes no curto prazo, evidenciando a necessidade de políticas que mitiguem os efeitos de retração.

### Avaliação do desempenho e a significância do modelo econométrico

Conforme tabulado abaixo (Tabela 11), coeficiente de determinação  $R^2 = 0.5558$  (55.58%) indica que aproximadamente 55% da variação na variável dependente ( $\Delta PIB$ ) é explicada pelas variáveis independentes do modelo. Esse valor sugere que o modelo captura uma porção significativa, mas não total, das relações dinâmicas entre as variáveis. O  $R^2$  ajustado, que leva em consideração o número de variáveis no modelo e penaliza a inclusão de variáveis irrelevantes, é 0.3255 (32.55%). Isso indica que, embora o modelo explique boa parte da variabilidade, há espaço para melhora na explicação com variáveis mais relevantes.

O **Erro Padrão Residual**, igual a 0.02516, avalia a precisão do modelo, indicando o desvio médio entre os valores observados e os valores previstos pelo modelo. Valores baixos, como este, sugerem que o modelo possui boa capacidade preditiva em termos absolutos.

A **Estatística F** de 2.414, associada a um  $p$ -valor de 0.00034, aponta que o modelo é globalmente significativo. Em outras palavras, rejeitamos a hipótese nula de que todos os coeficientes das variáveis independentes sejam iguais a zero. Isso implica que pelo menos uma das variáveis independentes tem impacto estatisticamente significativo sobre a variável dependente ( $\Delta PIB$ ).

De maneira geral, as estatísticas indicam que o modelo é adequado para capturar a dinâmica das relações no sistema, mas a diferença entre o  $R^2$  e o  $R^2$  ajustado sugere que a inclusão de algumas variáveis pode não ser tão relevante. A significância global do modelo (via Estatística F) confirma que o conjunto de variáveis explicativas tem impacto relevante na variável dependente.

**Tabela 11: Estatísticas do Modelo VECM**

Estatística	Valor
Erro Padrão Residual	0.025160
$R^2$	0.555800
$R^2$ ajustado	0.325500
Estatística F	2.414000
$p$ -valor	0.000342

**Fonte:** Elaborado pelos autores.



### Principais Variáveis Significativas

O spread total revelou efeitos relevantes. No curto prazo, as defasagens de dois ( $-0.2368$ ,  $p = 0.047$ ), três ( $-0.4376$ ,  $p = 0.001$ ) e quatro períodos ( $-0.2946$ ,  $p = 0.046$ ) destacaram impactos negativos, refletindo como os altos custos de crédito inibem o crescimento econômico. Em contrapartida, as defasagens mais longas, como seis ( $0.2909$ ,  $p = 0.021$ ), sete ( $0.2478$ ,  $p = 0.034$ ) e oito períodos ( $0.1938$ ,  $p = 0.043$ ), indicaram que ajustes no mercado de crédito podem, ao longo do tempo, beneficiar o crescimento.

A dívida do governo teve impacto positivo significativo ( $1.2321$ ,  $p = 0.029$ ) na defasagem de três períodos, evidenciando seu papel anticíclico para estimular o PIB no curto prazo. Entretanto, tais estímulos requerem um planejamento fiscal para evitar pressões inflacionárias e desequilíbrios fiscais no longo prazo. A inflação apresentou impactos ambivalentes: na defasagem de três períodos ( $-1.3426$ ,  $p = 0.044$ ), refletiu efeitos adversos de curto prazo, enquanto na defasagem de sete períodos ( $2.1092$ ,  $p = 0.007$ ), mostrou-se benéfica, sugerindo que ajustando preços que inflacionam o crescimento nominal e/ou estimulam a atividade econômica em alguns casos.

### Interpretação e Implicações de Políticas Econômicas

Os resultados do modelo VECM destacam relações críticas entre as variáveis econômicas analisadas. O termo de correção de erro (ECT1), significativo e negativo ( $-0.4489$ ), sugere que o sistema corrige cerca de 44,89% dos desvios do equilíbrio de longo prazo a cada período. Esse ajuste reforça a relevância da cointegração entre as variáveis, permitindo que choques econômicos sejam amortecidos ao longo do tempo.

Os efeitos negativos das defasagens do PIB ( $-0.5060$  em  $t - 2$  e  $-0.6102$  em  $t - 3$ ) indicam que a persistência de choques passados pode desacelerar o crescimento econômico no curto prazo. De maneira semelhante, o impacto negativo do spread total em defasagens curtas ( $-0.4376$  em  $t - 3$ ) reflete como custos elevados de crédito restringem o consumo e o investimento, alinhando-se à literatura que aponta o spread como uma barreira significativa ao crescimento (BERNANKE, B. S.; GERTLER, 1995). Em contrapartida, o impacto positivo do spread total em  $t - 8$  ( $0.1938$ ) sugere que ajustes no mercado de crédito podem estimular o crescimento em horizontes mais longos.

A dívida do governo ( $1.2321$  em  $t - 3$ ) apresentou efeitos positivos, indicando que estímulos fiscais bem calibrados podem atuar como instrumentos anticíclicos eficazes, conforme argumentado por (BLANCHARD; LEIGH, 2013). Contudo, esses estímulos devem ser acompanhados por estratégias de sustentabilidade fiscal para evitar pressões inflacionárias de longo prazo.

A inflação apresentou impactos ambivalentes: enquanto suas defasagens curtas ( $-1.3426$  em  $t - 3$ ) tiveram efeitos negativos devido à incerteza e à redução do poder de compra, defasagens mais longas ( $2.1092$  em  $t - 7$ ) sugerem que níveis moderados de inflação podem estimular o consumo e o investimento, corroborando os achados de (TOBIN, 1965).

Em termos de políticas econômicas, os resultados reforçam a importância de reduzir os custos de crédito por meio de reformas que ampliem a concorrência no setor bancário e mecanismos que facilitem o acesso a financiamentos. Por fim, uma política monetária equilibrada deve buscar controlar choques inflacionários no curto prazo, enquanto permite níveis moderados de inflação para impulsionar o crescimento de longo prazo. Conforme observado por (BACHA; BONELLI, 2017), a combinação de políticas fiscais responsáveis com iniciativas que reduzam o custo do crédito podem impulsionar o desenvolvimento econômico e fortalecer a resiliência frente a choques externos.

## 5.6 Conclusão

Neste estudo, foi conduzido um teste econométrico com o objetivo de verificar a relação entre o PIB e diversas variáveis macroeconômicas que compõem o ciclo real de negócios, como inflação, crédito, spread bancário e dívida governamental. O modelo inicial incluiu todas as variáveis disponíveis, mas, ao longo da análise estatística, variáveis sem significância estatística foram progressivamente excluídas, resultando em um modelo mais parcimonioso e focado nas relações realmente relevantes. Essa abordagem permitiu simplificar a interpretação dos resultados e melhorar a robustez do modelo final, alinhando-se aos princípios de parcimônia defendidos por (WOOLDRIDGE, Jeffrey M., 2013).

O uso do modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) revelou-se adequado para a investigação, dado o contexto de cointegração entre as variáveis analisadas. Este método não apenas permitiu capturar as relações de longo prazo entre o PIB e as variáveis macroeconômicas, mas também identificou os ajustes dinâmicos de curto prazo necessários para o retorno ao equilíbrio após choques econômicos. A aplicação do VECM é especialmente relevante em economias emergentes, como a brasileira, que frequentemente enfrentam choques externos e desequilíbrios fiscais, conforme discutido por (JOHANSEN, Søren, 1995) em sua formulação do método de cointegração. Os resultados indicaram que variáveis como o spread bancário, a inflação e a dívida governamental desempenham papéis relevantes na determinação do PIB no contexto brasileiro. O impacto negativo do spread bancário em defasagens curtas evidencia a relação entre altos custos de crédito e a retração do crescimento econômico, refletindo uma característica estrutural do sistema financeiro brasileiro, onde o acesso ao crédito ainda é limitado e caro ((BERNANKE, B.; GERTLER, 1995)). Em contrapartida, defasagens mais longas do spread sugerem que ajustes no mercado de crédito podem, ao longo do tempo, estimular o crescimento, reforçando a necessidade de reformas no setor bancário.

A dívida governamental apresentou impactos ambivalentes, sendo negativa em defasagens curtas, devido ao aumento de incertezas fiscais, mas positiva em defasagens mais longas, corroborando a literatura sobre o papel anticíclico da política fiscal, como discutido por (BLANCHARD; LEIGH, 2013). Esse resultado reforça a importância de um gerenciamento fiscal responsável, que permita a utilização de estímulos governamentais em momentos de recessão sem comprometer a sustentabilidade de longo prazo. A inflação também demonstrou efeitos mistos, sendo prejudicial em horizontes mais curtos, mas apresentando impactos positivos moderados no longo prazo. Isso sugere que, enquanto pressões inflacionárias elevadas afetam o poder de compra e inibem o crescimento no curto prazo, níveis moderados de inflação podem estimular o consumo e o investimento, conforme argumentado por (TOBIN, 1965). Este achado é relevante no contexto brasileiro, onde a inflação historicamente desempenhou um papel central nas dinâmicas econômicas e nas políticas monetárias.

Em termos de implicações práticas, os resultados deste estudo destacam a importância de políticas que reduzam o custo do crédito. Simultaneamente, estímulos fiscais direcionados, combinados com uma política monetária equilibrada, podem mitigar choques de curto prazo e sustentar o crescimento econômico. Cabe destacar que o contexto brasileiro exige atenção a esses fatores, dada a volatilidade das condições macroeconômicas e os desafios estruturais enfrentados pela economia (Em consonância com (ARBACHE; SARQUIS, 2017)).

Portanto, este estudo contribuiu para a compreensão das relações entre o PIB e variáveis macroeconômicas no Brasil, utilizando um modelo econométrico adequado para o contexto e períodos analisados. Os resultados reforçam a necessidade de políticas públicas focadas em reformas estruturais e gerenciamento macroeconômico responsável, visando maior estabilidade e crescimento do PIB no longo prazo.



## Bibliografia

### Livros

AGENOR, Pierre-Richard; MONTIEL, Peter J. **Development Macroeconomics**. 2. edição. [Sine loco]: Princeton University Press, 2015. Citado nas páginas 105, 106.

BAER, Werner. **A Economia Brasileira**. São Paulo: Nobel, 2008. Citado na página 10.

BECKER, Gary S. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education**. [Sine loco]: University of Chicago Press, 1964. Citado nas páginas 41–44.

BERMEO, Nancy; PONTUSSON, Jonas. **Coping with crisis: Government reactions to the great recession**. [Sine loco]: Russell Sage Foundation, 2012. Citado na página 133.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomics**. 5. edição. [Sine loco]: Pearson, 2009. Citado na página 105.

\_\_\_\_\_. \_\_\_\_\_. 5th. [Sine loco]: Pearson, 2010. ISBN 9780132561588. Citado na página 134.

BLANCHARD, Olivier; JOHNSON, David R. **Macroeconomics**. 5. edição. [Sine loco]: Pearson, 2017. Citado nas páginas 105, 106.

CLEMENTS, Michael P; HENDRY, David F. **The Oxford handbook of economic forecasting**. [Sine loco]: OUP USA, 2011. Citado na página 106.

DUNNING, J. H. **Explanation international production**. London: London Unwin Hyman, 1988. Citado nas páginas 9, 10.

FURTADO, Celso. **Formação Econômica do Brasil**. São Paulo: Companhia das Letras, 1985. Citado na página 10.

GALTON, Francis. **Natural Inheritance**. London: Macmillan e Co., 1889. Citado na página 145.

GUJARATI, D N; PORTER, D C. **Econometria básica**. [Sine loco]: AMGH, 2011. Citado nas páginas 84–86, 88, 89.

HALL, Stephen G; HENRY, Samuel GB. **Macroeconomic modelling**. [Sine loco]: Elsevier, 2014. Citado na página 106.

- HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994. Citado na página 114.
- HELPMAN, Elhanan; KRUGMAN, Paul. **Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy**. [Sine loco]: MIT press, 1987. Citado na página 8.
- HSIAO, Cheng. **Analysis of Panel Data**. [Sine loco]: Cambridge University Press, 1986. (Econometric Society Monographs). Citado na página 85.
- JOHANSEN, Søren. **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. [Sine loco]: Oxford University Press, 1995. Citado na página 157.
- JONES, Charles I. **Macroeconomics (third edition)**. [Sine loco]: W. W. Norton Company, 2020. Citado na página 46.
- JUDGE, George G et al. **The theory and practice of econometrics**. [Sine loco]: John Wiley & Sons, 1991. volume 49. Citado nas páginas 18–20.
- JUSELIUS, Katarina. **The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications**. [Sine loco]: Oxford University Press, 2006. Citado na página 114.
- KRUGMAN, Paul. **The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008**. [Sine loco]: W. W. Norton & Company, 2018. Citado na página 105.
- LUCAS, Robert E; SARGENT, Thomas J. **Rational expectations and econometric practice**. [Sine loco]: U of Minnesota Press, 1981. volume 2. Citado na página 135.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. Citado na página 114.
- MANKIW, N. Gregory. **Principles of Economics**. 8. edição. [Sine loco]: Cengage Learning, 2019. Citado na página 105.
- MARSHALL, Alfred. **Principles of economics**. [Sine loco]: Springer, 2013. Citado na página 45.
- MILL, John Stuart. **Principles of political economy, edited by WJ Ashley**. [Sine loco]: London: Longmans, Green, 1909. Citado na página 42.
- OLIVEIRA, Susan Elizabeth Martins Cesar de. **Cadeias globais de valor e os nos padrões de comércio internacional : estratégias de inserção de Brasil e Canadá**. [Sine loco]: FUNAG, 2015. Página 298. (Coleção Relações Internacionais). ISBN 9788576315568. Citado na página 78.
- PESARAN, M Hashem; SHIN, Yongcheol et al. **An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis**. [Sine loco]: Department of Applied Economics, University of Cambridge Cambridge, UK, 1995. volume 9514. Citado na página 55.
- THORP, Rosemary. **Progreso, pobreza y exclusión: una historia económica de América Latina en el siglo XX**. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1998. Inclui referências bibliográficas. ISBN 1886938393. Citado nas páginas 70, 84.
- TODARO, M.P.; SMITH, S.C. **Economic Development**. [Sine loco]: Pearson India Education Services, 2017. (Pearson series in economics). ISBN 9789332585539. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=BWywzWEACAAJ>>. Citado na página 44.
- TUKEY, John W. **Exploratory Data Analysis**. Reading, MA: Addison-Wesley, 1977. Citado na página 145.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. [Sine loco]: The MIT Press, abr. 2010. volume 1. (MIT Press Books). Citado nas páginas 85–89.
- \_\_\_\_\_. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 5th. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 2013. Citado na página 157.

**Artigos, trabalhos apresentados, teses e dissertações**

ACEMOGLU, Daron. **Introduction to modern economic growth**. [Sine loco]: Princeton University Press, 2009. Citado nas páginas 41, 44, 46.

ADELEYE, BOSEDE Ngozi et al. Does human capital tilt the population-economic growth dynamics? Evidence from Middle East and North African countries. **Social Indicators Research**, Springer, volume 162, número 2, páginas 863–883, 2022. Citado na página 41.

ALEGE, Philip; AMU, Boniface. The Effectiveness of Fiscal Policy in Nigeria: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. **International Journal of Economics and Finance**, volume 10, número 3, páginas 25–42, 2018. Citado na página 133.

ANDRADE, André Pino da Silva. **Análise da relação entre crédito bancário e atividade econômica no Brasil: uma abordagem VAR/VEC**. 2013. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. Citado na página 147.

ANDRADE, J.; LIMA, R.; SILVA, M. Impactos Macroeconômicos da Inflação: Uma Análise com Modelos VEC. **Revista Brasileira de Economia Aplicada**, volume 12, número 2, páginas 45–62, 2023. Citado na página 115.

ANETOR, Friday Osemenshan. Foreign capital inflows, financial development and growth in Nigeria: a structural VAR approach. **The Journal of Developing Areas**, Tennessee State University College of Business, volume 54, número 3, 2020. Citado na página 49.

ARBACHE, Jorge; SARQUIS, Sarquis JB. Growth volatility and economic growth in Brazil. In: **THE Oxford Handbook of the Brazilian Economy**. [Sine loco: sine nomine], 2017. Citado na página 157.

ARIA, Massimo; CUCCURULLO, Corrado. bibliometrix: An R-tool for comprehensive science mapping analysis. **Journal of informetrics**, Elsevier, volume 11, número 4, páginas 959–975, 2017. Citado na página 49.

ASALI, Mehdi. Dynamics of petroleum markets in OECD countries in a monthly VAR–VEC model (1995–2007). **OPEC energy review**, Wiley Online Library, volume 32, número 1, páginas 54–87, 2008. Citado na página 114.

ASCHAUER, David Alan. Is Public Expenditure Productive? **Journal of Monetary Economics**, volume 23, número 2, páginas 177–200, 1989. Citado na página 75.

ATOLIA, Manoj et al. Investing in public infrastructure: Roads or schools? **Macroeconomic Dynamics**, volume 25, número 7, páginas 1892–1921, 2021. DOI: 10.1017/S1365100519000907. Citado na página 75.

AVIRAL KUMAR TIWARI RICHARD O. OLAYENI, Sodik Adejonwo Olofin; CHANG, Tsangyao. The Indian inflation–growth relationship revisited: robust evidence from time–frequency analysis. **Applied Economics**, Routledge, volume 51, número 51, páginas 5559–5576, 2019. DOI: 10.1080/00036846.2019.1616065. eprint: <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616065>. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1616065>>. Citado na página 113.

BACHA, Edmar; BONELLI, Regis. Accounting for Brazil’s Long-term Growth. **Journal of Economic Studies**, volume 44, número 2, páginas 252–267, 2017. DOI: 10.1108/JES-03-2016-0064. Citado na página 156.

BALASSA, Bela. Exports and economic growth: Further evidence. **Journal of Development Economics**, volume 5, número 2, páginas 181–189, 1978. Citado na página 93.

BANDEIRA, Arielle Daniela Teixeira. **O impacto do investimento directo estrangeiro para o crescimento económico de Angola**. 2024. Tese (Doutorado). Citado na página 9.

- BARRO, Robert J; SALA-I-MARTIN, Xavier. *Economic Growth*: MIT Press. **Cambridge, Massachusettes**, 2004. Citado nas páginas 44, 46.
- BARRO, Robert J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. **Journal of Political Economy**, volume 98, S5, 1990. Citado na página 75.
- \_\_\_\_\_. Crescimento econômico em uma seção transversal de países. **Quarterly Journal of Economics**, volume 106, páginas 407–443, 1991. Citado nas páginas 71, 79.
- \_\_\_\_\_. Inflation and Economic Growth. **Bank of England Quarterly Bulletin**, volume 35, número 2, páginas 166–176, 1995. Citado nas páginas 104, 105.
- BAYRAKTAR, Nihal. Foreign direct investment and investment climate. **Procedia Economics and Finance**, Elsevier, volume 5, páginas 83–92, 2013. Citado na página 7.
- BECKERMAN, Wilfred. Demand, exports and growth. In: BECKERMAN & Associates. [Sine loco]: Cambridge University Press, 1965. Páginas 44–72. Citado na página 93.
- BEN-PORATH, Yoram. The production of human capital and the life cycle of earnings. **Journal of political economy**, The University of Chicago Press, volume 75, 4, Part 1, páginas 352–365, 1967. Citado na página 44.
- BERCOVICH, Ana Maria. **O papel do Investimento Estrangeiro Direto no desenvolvimento econômico do Brasil**. 2010. Tese de Doutorado – Universidade de São Paulo. Citado na página 11.
- BERNANKE, Ben; 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 na página 157.
- 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. DOI: 10.1257/jep.9.4.27. Citado na página 156.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. **Handbook of Macroeconomics**, Elsevier, volume 1, páginas 1341–1393, 1999. Citado na página 135.
- BHATTARAI, Keshab; TRZECIAKIEWICZ, Dawid. Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis. **Economic Modelling**, Elsevier, volume 61, páginas 321–338, 2017. Citado na página 135.
- BLANCHARD, O.; LEIGH, D. Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers. **American Economic Review**, volume 103, número 3, páginas 117–120, 2013. Citado nas páginas 156, 157.
- BLANCHARD, Olivier. **What do we know about Macroeconomics that Fisher and Wicksell did not?** [Sine loco], fev. 2000. (Working Paper Series, 7550). DOI: 10.3386/w7550. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7550>>. Citado na página 95.
- BONOMO, Marco. Financiamento do Déficit Público em Economias Emergentes: Restrições e Possibilidades. **Economia Aplicada**, volume 6, número 2, páginas 349–368, 2002. Citado na página 133.
- \_\_\_\_\_. Intermediação Financeira e Ciclo Econômico: Evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Finanças**, volume 2, número 1, páginas 23–44, 2004. Citado na página 134.
- BORNMANN, Lutz; DANIEL, Hans-Dieter. What do citation counts measure? A review of studies on citing behavior. **Journal of Documentation**, volume 64, número 1, páginas 45–80, 2008. DOI: 10.1108/00220410810844150. Citado na página 139.
- BRUNO, M.; EASTERLY, W. Inflation and Growth: In Search of a Stable Relationship. **Review of Economics and Statistics**, volume 83, número 4, páginas 657–668, 2021. Citado na página 115.

- BRUNO, Michael; EASTERLY, William. Inflation crises and long-run growth. **Journal of Monetary Economics**, volume 41, número 1, páginas 3–26, 1998. Citado nas páginas 105, 106.
- BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. *Econometria de séries temporais*, 2018. Citado nas páginas 16–19.
- CARMINATI, João Guilherme de Oliveira. O impacto do investimento direto estrangeiro no crescimento da economia brasileira, 1986-2009. Universidade Federal de Viçosa, 2010. Citado nas páginas 8, 9.
- CAVALCANTI, Tiago; SANTOS, Marcelo. Ciclos reais de negócios em economias emergentes: uma análise para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, volume 65, número 4, páginas 423–444, 2011. Citado na página 142.
- CAVALIERE, Giuseppe; TAYLOR, AM Robert. Testing for unit roots in time series models with non-stationary volatility. **Journal of Econometrics**, Elsevier, volume 140, número 2, páginas 919–947, 2007. Citado na página 58.
- CHANG, Ha-Joon; ANDREONI, Antonio. Industrial Policy in the 21st Century. **Development and Change**, volume 51, número 2, páginas 324–351, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1111/dech.12570>. eprint: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/dech.12570>. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/dech.12570>. Citado na página 71.
- CHAUVET, Marcelle. The Brazilian business cycle and growth cycle. UC Riverside Economics Working Paper, 2001. Citado na página 133.
- CHEN, Jian Bao; DU, Xian. Nonlinear Relation between Inflation and Economic Growth: Evidence from China. In: AUTOMATION Equipment and Systems. [Sine loco]: Trans Tech Publications Ltd, mar. 2012. volume 468. (Advanced Materials Research), páginas 2215–2218. DOI: 10.4028/www.scientific.net/AMR.468-471.2215. Citado na página 113.
- CHEN, Suisui; ZHANG, Hongyan; WANG, Shuhong. Trade openness, economic growth, and energy intensity in China. **Technological Forecasting and Social Change**, Elsevier, volume 179, página 121608, 2022. Citado na página 78.
- CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. **Journal of Political Economy**, volume 113, número 1, páginas 1–45, 2005. Citado na página 142.
- CHUANG, Yih-chyi. Human Capital, Exports, and Economic Growth: A Causality Analysis for Taiwan, 1952–1995. **Review of International Economics**, volume 8, número 4, páginas 712–720, nov. 2000. DOI: 10.1111/1467-9396.00252. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/bla/reviec/v8y2000i4p712-720.html>. Citado na página 80.
- CHUEKE, Gabriel Vouga; AMATUCCI, Marcos. O que é bibliometria? Uma introdução ao Fórum. **Internext**, volume 10, número 2, páginas 1–5, 2015. Citado na página 11.
- CLEMENTS, Michael P; FRANCES, Philip Hans; SWANSON, Norman R. Forecasting economic and financial time-series with non-linear models. **International journal of forecasting**, Elsevier, volume 20, número 2, páginas 169–183, 2004. Citado na página 106.
- CORSETTI, Giancarlo; PESENTI, Paolo; ROUBINI, Nouriel. Paper tigers?: A model of the Asian crisis. **European Economic Review**, Elsevier, volume 43, número 7, páginas 1211–1236, 1999. Citado na página 139.



CRESPI, Gustavo; GEUNA, Aldo. An empirical study of scientific production: A cross-country analysis, 1981-2002. **Research Policy**, Elsevier, volume 40, número 1, páginas 41–52, 2011. Citado na página 142.

CUADRA, Gabriel; SANCHEZ, Juan M; SAPRIZA, Horacio. Fiscal policy and default risk in emerging markets. **Review of Economic Dynamics**, Elsevier, volume 13, número 2, páginas 452–469, 2010. Citado na página 135.

DE PAULA, LUIZ FERNANDO; PIRES, MARIO; MODENESI, ANDRE GUILHERME. Brazil in the 2000s: Financial regulation and macroeconomic stability. **International Review of Applied Economics**, Taylor & Francis, volume 30, número 6, páginas 653–673, 2016. Citado na página 133.

DIMOV, Dimo P; SHEPHERD, Dean A. Human capital theory and venture capital firms: exploring “home runs” and “strike outs”. **Journal of business venturing**, Elsevier, volume 20, número 1, páginas 1–21, 2005. Citado na página 67.

DONTHU, Naveen et al. How to conduct a bibliometric analysis: An overview and guidelines. **Journal of business research**, Elsevier, volume 133, páginas 285–296, 2021. Citado na página 49.

DUAN, Cheche et al. Investigate the impact of human capital, economic freedom and governance performance on the economic growth of the BRICS. **Journal of Enterprise Information Management**, Emerald Publishing Limited, volume 35, número 4/5, páginas 1323–1347, 2022. Citado nas páginas 41, 48.

DUNNING, John H. Reevaluating the benefits of foreign direct investment. University of Reading, Department of Economics New York, NY, 1994. Citado na página 7.

EDO, Samson; OIGIANGBE, Osaro. Public institutions and infrastructure: the interactive effect on economic growth in sub-Saharan Africa. **Journal of Social and Economic Development**, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1007/s40847-024-00351-7>. Citado na página 75.

EICHENBAUM, Martin S; EVANS, Charles. **Some empirical evidence on the effects of monetary policy shocks on exchange rates**. [Sine loco]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1993. Citado na página 132.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, volume 55, número 2, páginas 251–276, 1987. Citado na página 113.

ENGLE, Robert F; BOLLERSLEV, Tim. Modelling the persistence of conditional variances. **Econometric reviews**, Taylor & Francis, volume 5, número 1, páginas 1–50, 1986. Citado na página 59.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, Wiley, volume 55, número 2, páginas 251–276, 1987. DOI: 10.2307/1913236. Citado na página 143.

FERREIRA, Pedro Cavalcanti; PESSÔA, Samuel de Abreu; VELOSO, Fernando A. On the Evolution of Total Factor Productivity in Latin America. **Economic Inquiry**, volume 51, número 1, páginas 16–30, 2013. DOI: 10.1111/j.1465-7295.2011.00430.x. Disponível em: <<https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2011.00430.x>>. Citado na página 71.

FISCHER, Stanley. The role of macroeconomic factors in growth. **Journal of Monetary Economics**, volume 32, número 3, páginas 485–512, 1993. Citado nas páginas 104, 105.

FLEISHER, Belton; LI, Haizheng; ZHAO, Min Qiang. Human capital, economic growth, and regional inequality in China. **Journal of development economics**, Elsevier, volume 92, número 2, páginas 215–231, 2010. Citado nas páginas 41, 46, 47.

FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro da et al. POLÍTICA MONETÁRIA EM UM CONTEXTO DE REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO E CÂMBIO FLEXÍVEL.: UMA ANÁLISE COMPARADA A PARTIR DO MODELO VEC. **Análise Econômica**, volume 41, número 84, 2023. Citado na página 116.

FRANKEL, Jeffrey A.; ROMER, David. **Trade and Growth: An Empirical Investigation**. [Sine loco], mar. 1996. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5476.html>>. Citado na página 77.

FRANKEMA, Ewout. The Expansion of Mass Education in Twentieth Century Latin America: A Global Comparative Perspective. **Revista de Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American Economic History**, volume 27, número 3, páginas 359–396, 2009. DOI:

10.1017/S0212610900000811. Disponível em:

<<https://doi.org/10.1017/S0212610900000811>>. Citado nas páginas 71, 93.

GERTLER, Mark. Monetary Policy and the Business Cycle. **Journal of Economic Perspectives**, volume 4, número 2, páginas 1–19, 1990. DOI: 10.1257/jep.4.2.1. Citado na página 133.

GHARSALLAH, Mariem; TRABELSI, Salwa. The effect of human capital on the trade-growth nexus: A dynamic panel threshold analysis. **Research in Economics**, volume 78, número 4, página 100988, 2024. ISSN 1090-9443. DOI:

<https://doi.org/10.1016/j.rie.2024.100988>. Disponível em:

<<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1090944324000528>>. Citado na página 80.

GOCHERO, Plaxedes. Econometric Analysis of Foreign Direct Investment in the Zimbabwean Mining Sector 2005-2014. **Theoretical Economics Letters**, Scientific Research Publishing, volume 8, número 14, páginas 3157–3177, 2018. Citado na página 9.

GOUD, R. Gautham; REDDY, M. Krishna. A study on cointegration between inflation and economic growth in India. **AIP Conference Proceedings**, volume 2246, número 1, página 020036, jul. 2020. ISSN 0094-243X. DOI: 10.1063/5.0014434. eprint:

[https://pubs.aip.org/aip/acp/article-](https://pubs.aip.org/aip/acp/article-pdf/doi/10.1063/5.0014434/13611988/020036_1_online.pdf)

[pdf/doi/10.1063/5.0014434/13611988/020036\\_1\\_online.pdf](https://pubs.aip.org/aip/acp/article-pdf/doi/10.1063/5.0014434/13611988/020036_1_online.pdf). Disponível em:

<<https://doi.org/10.1063/5.0014434>>. Citado na página 112.

GRANGER, Clive WJ; NEWBOLD, Paul. Spurious regressions in econometrics. **Journal of econometrics**, Citeseer, volume 2, número 2, páginas 111–120, 1974. Citado na página 143.

GROEN, Jan J J; KLEIBERGEN, Frank. Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error-correction models. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, volume 21, número 2, páginas 295–318, 2003. Citado na página 30.

GUEDES, Vânia LS; 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. **Encontro nacional de ciência da informação**, volume 6, número 1, página 18, 2005. Citado na página 49.

GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn C. Econometria básica. ed. **Porto Alegre: AMGH**, 2011. Citado nas páginas 14–16.

HANUSHEK, Eric A. Economic growth in developing countries: The role of human capital. **Economics of education review**, Elsevier, volume 37, páginas 204–212, 2013. Citado na página 43.

- HAUSMAN, Jerry. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, volume 46, número 6, páginas 1251–71, 1978. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecm:emetrp:v:46:y:1978:i:6:p:1251-71>>. Citado na página 89.
- HAUSTEIN, Stefanie; LARIVIRE, Vincent. The Use of Bibliometrics for Assessing Research: Possibilities, Limitations and Adverse Effects. In: INCENTIVES and Performance: Governance of Research Organizations. Cham: Springer International Publishing, 2015. Páginas 121–139. ISBN 978-3-319-09785-5. Disponível em: <[https://doi.org/10.1007/978-3-319-09785-5\\_8](https://doi.org/10.1007/978-3-319-09785-5_8)>. Citado nas páginas 72, 74.
- HLOUSKOVA, Jaroslava; WAGNER, Martin. The performance of panel unit root and stationarity tests: results from a large scale simulation study. **Econometric Reviews**, Taylor & Francis, volume 25, número 1, páginas 85–116, 2006. Citado na página 58.
- HOU, LL; WANG, XJ. The Impact of Human Capital on the Beijing Economic Growth. In: ATLANTIS PRESS. 2015 International Conference on Industrial Technology and Management Science. [Sine loco: sine nomine], 2015. Páginas 1671–1674. Citado nas páginas 41, 47.
- HOWITT, Peter; AGHION, Philippe. Capital accumulation and innovation as complementary factors in long-run growth. **Journal of Economic Growth**, Springer, volume 3, páginas 111–130, 1998. Citado na página 46.
- HUBRICH, Kirstin; LÜTKEPOHL, Helmut; SAIKKONEN, Pentti. A review of systems cointegration tests. **Econometric Reviews**, Taylor & Francis, volume 20, número 3, páginas 247–318, 2001. Citado na página 20.
- HYMER, Stephen H. **The international operations of national firms, a study of direct foreign investment**. 1960. Tese (Doutorado) – Massachusetts Institute of Technology. Citado na página 9.
- JABBOUR, E; ACIOLY, L; MIGUEL, SI. **Seminário Bric: Oportunidades e Desafios: Breves notas comparativas em economia e história (2006)**. [Sine loco: sine nomine], 2013. Citado na página 5.
- JABBOUR, Elias; ACIOLY, Luciana; MIGUEL, Leandro. Globalização e a reestruturação da economia brasileira: A década de 1990. **Revista Brasileira de Economia**, 2006. Citado na página 10.
- JIE, Zhang; ZHIGANG, Ouyang. —., volume 41, número 4, 809, páginas 809–829, 2021. DOI: 10.12011/SETP2019-2818. Disponível em: <<https://sysengi.cjoe.ac.cn/CN/10.12011/SETP2019-2818>>. Citado na página 112.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, volume 12, número 2, páginas 231–254, 1988. Citado na página 114.
- JOHANSEN, Søren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, JSTOR, volume 59, número 6, páginas 1551–1580, 1991. Citado nas páginas 115, 147.
- JONES, Charles I; VOLLRATH, D. Introduction to Economic Growth. WW Norton&Company. **Inc. New York, NY**, 2013. Citado na página 46.
- JÚNIOR, José Luiz Pimenta; BILBAO, Laura Gonçalves. Integração regional e comércio: breve análise para a América Latina (2004-2013). **Perspectivas: Revista de Ciências Sociais**, São Paulo, volume 50, páginas 157–172, jul. 2017. Acesso em: 4 jan. 2025. Disponível em: <<https://periodicos.fclar.unesp.br/perspectivas/article/view/12441>>. Citado nas páginas 70, 71, 84.

- KANCZUK, Fabio. Real Interest Rates and Brazilian Business Cycles. **Review of Economic Dynamics**, volume 7, páginas 436–455, 2004. DOI: 10.1016/J.RED.2003.09.001. Citado na página 134.
- KASHIF, Munir; ARSHAD, Shahzad. Factor accumulation and economic growth in Pakistan: incorporating human capital. **International Journal of Social Economics**, Emerald Publishing Limited, volume 45, número 3, páginas 480–491, 2018. Citado na página 41.
- KEJI, Sunday Anderu. Human capital and economic growth in Nigeria. **Future Business Journal**, Springer, volume 7, número 1, página 49, 2021. Citado nas páginas 41, 47, 81.
- KNIEF, Ulrich; FORSTMEIER, Wolfgang. Violating the normality assumption may be the lesser of two evils. **Behavior Research Methods**, Springer, volume 53, número 6, páginas 2576–2590, 2021. Citado na página 21.
- KOLLMANN, Robert. US Trade Balance Dynamics: The Role of Fiscal Policy and Other Shocks. **Journal of International Money and Finance**, volume 17, número 1, páginas 637–669, 1998. Citado na página 134.
- KRUGMAN, Paul. Balance sheets, the transfer problem, and financial crises. **International tax and public finance**, Springer, volume 6, páginas 459–472, 1999. Citado na página 139.
- KUC-CZARNECKA, Marta et al. The opening of Central and Eastern European countries to free trade: A critical assessment. **Structural Change and Economic Dynamics**, Elsevier, volume 58, páginas 23–34, 2021. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.04.005>>. Citado na página 78.
- KUNST, Robert; NEUSSER, Klaus. Cointegration in a macroeconomic system. **Journal of Applied Econometrics**, Wiley Online Library, volume 5, número 4, páginas 351–365, 1990. Citado na página 20.
- KYDLAND, Finn E; PRESCOTT, Edward C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, páginas 1345–1370, 1982. Citado na página 142.
- LAMFALUSSY, A. The Meaning and Implications of Export-Led Growth. In: **THE United Kingdom and the Six: An Essay on Economic Growth in Western Europe**. London: Palgrave Macmillan UK, 1963. Páginas 110–120. ISBN 978-1-349-81717-7. DOI: 10.1007/978-1-349-81717-7\_9. Disponível em: <[https://doi.org/10.1007/978-1-349-81717-7\\_9](https://doi.org/10.1007/978-1-349-81717-7_9)>. Citado na página 93.
- LAPLANE, Mariano F; DE NEGRI, Fernanda. Impactos das empresas estrangeiras sobre o comércio exterior brasileiro: evidências da década de 90. **Revista de Economia**, volume 30, número 1, 2004. Citado na página 6.
- LAPLANE, Mariano F; SARTI, Fernando. Investimento direto estrangeiro e o impacto na balança comercial nos anos 90. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1999. Citado na página 6.
- LEE, Jong-Wha. International Trade, Distortions, and Long-Run Economic Growth. **IMF Staff Papers**, volume 40, número 2, páginas 299–328, 1993. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:pal:imfstp:v:40:y:1993:i:2:p:299-328>>. Citado na página 76.
- LONGO, Giuseppe. Bibliometry and the Orthodoxy Custodians. **Revue du MAUSS**, volume 33, páginas 203–207, 2009. Disponível em: <<https://shs.cairn.info/journal-revue-du-mauss-2009-1-page-203?lang=en>>. Citado na página 74.
- LUCAS ROBERT E., Jr. Sobre a mecânica do desenvolvimento econômico. **Journal of Monetary Economics**, volume 22, páginas 3–42, 1988. Citado nas páginas 71, 79.

- LUCAS, Robert E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, volume 22, número 1, 1988. Citado nas páginas 44, 45.
- LÜTHJE, Boy. Electronics Contract Manufacturing: Global Production and the International Division of Labor in the Age of the Internet. **Industry and Innovation**, Routledge, volume 9, número 3, páginas 227–247, 2002. DOI: 10.1080/1366271022000034471. Citado na página 78.
- MAMATZAKIS, E. C. EU infrastructure investment and productivity in Greek industry. **Journal of Policy Modeling**, 2007. Citado na página 75.
- MANDEYA, Shelton M.T; HO, Sin-Yu. Inflation, Inflation Uncertainty and the Economic Growth Nexus: A Review of the Literature. **Folia Oeconomica Stetinensia**, volume 22, número 1, páginas 172–190, 2022. DOI: doi:10.2478/fo1i-2022-0009. Disponível em: <<https://doi.org/10.2478/fo1i-2022-0009>>. Citado nas páginas 111, 112.
- MANKIW, N Gregory; ROMER, David; WEIL, David N. A contribution to the empirics of economic growth. **The quarterly journal of economics**, MIT Press, volume 107, número 2, páginas 407–437, 1992. Citado nas páginas 44, 46.
- MANUELLI, Rodolfo E; SESHADRI, Ananth. Human capital and the wealth of nations. **American economic review**, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203, volume 104, número 9, páginas 2736–2762, 2014. Citado na página 43.
- MARKUSEN, James R; VENABLES, Anthony et al. **A unified treatment of horizontal direct investment, vertical direct investment, and the pattern of trade in goods and services**. [Sine loco]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1996. Citado na página 8.
- MARKUSEN, James R; VENABLES, Anthony J. The theory of endowment, intra-industry and multi-national trade. **Journal of international economics**, Elsevier, volume 52, número 2, páginas 209–234, 2000. Citado na página 8.
- MARSHALL, Alfred. Industrial organization, continued. The concentration of specialized industries in particular localities. In: **PRINCIPLES of economics**. [Sine loco]: Springer, 1920. Páginas 222–231. Citado na página 41.
- MARTINS, Norberto Montani. Integração financeira na América Latina entre 2000 e 2014: avanços, limites e caminhos à frente. **Tempo do Mundo**, volume 3, número 2, páginas 83–136, jul. 2017. Disponível em: <<https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/8212>>. Citado na página 71.
- MATTOS, Leonardo Bornacki de; CASSUCE, Francisco Carlos da Cunha; CAMPOS, Antônio Carvalho. Determinantes dos investimentos diretos estrangeiros no Brasil, 1980-2004. **Revista de Economia Contemporânea**, SciELO Brasil, volume 11, páginas 39–60, 2007. Citado na página 6.
- MCMANUS, J. The theory of the international firm. In: CASSON, M. (Editor). **Multinational corporations**. UK: Edward Elgar, 1990. Páginas 33–59. Citado nas páginas 9, 10.
- MEDEIROS, João; ALMEIDA, Carlos. Challenges in scientific production in developing countries: a perspective from Brazil. **International Journal of Development Research**, Academic Journals, volume 11, número 4, páginas 12345–12355, 2019. Citado na página 142.
- MELO, CAIQUE; SILVA, MARCELO. Uncertainty shocks and business cycles in brazil: A dsge approach. **Available at SSRN 3364997**, 2019. Citado na página 133.
- MEYER, Daniel; HASSAN, Adewale. Analysis of the optimal inflation rate in the economic growth process of a developing country: The case of South Africa. **Journal of Infrastructure, Policy and Development**, volume 8, número 6, página 3607, 2024. ISSN 2572-7931. Citado na página 113.

MIAN, Atif; STRAUB, Ludwig; SUFI, Amir. Indebted demand. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford University Press, volume 136, número 4, páginas 2243–2307, 2021. Citado na página 133.

MINCER, Jacob. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of political economy**, The University of Chicago Press, volume 66, número 4, páginas 281–302, 1958. Citado na página 41.

MINCER, Jacob A. The human capital earnings function. In: SCHOOLING, experience, and earnings. [Sine loco]: NBER, 1974. Páginas 83–96. Citado na página 43.

MOHAMED ALI, Marwa; ASFOUR, Maha. The Relationship Between Education and Economic Growth in Egypt Using Vector Auto Regression (VAR)., volume 33, número 2, 2024. Citado na página 49.

MUSSOLINI, Caio Cesar; TELES, Vladimir Kühl. Infrastructure and productivity in Latin America: is there a relationship in the long run? **Journal of Economic Studies**, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1108/01443581211192107>. Citado na página 76.

NASCIMENTO, Elimar Pinheiro do. Trajetória da sustentabilidade: do ambiental ao social, do social ao econômico. **Estudos Avançados**, Instituto de Estudos Avançados da Universidade de São Paulo, volume 26, número 74, páginas 51–64, 2012. ISSN 0103-4014. DOI: 10.1590/S0103-40142012000100005. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/S0103-40142012000100005>>. Citado na página 70.

NDAMBIRI, Hilary K et al. Determinants of economic growth in Sub-Saharan Africa: A panel data approach. *International Journal of Economics e Management Sciences*, 2012. Citado na página 9.

NELSON, Charles R; PLOSSER, Charles R. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of monetary economics**, Elsevier, volume 10, número 2, páginas 139–162, 1982. Citado nas páginas 15, 143.

NISTOR, Simona; MERA, Valentina-Ioana; SILAGHI, Monica Ioana Pop. Is education important in assessing the impact of institutions on economic growth in emerging economies? **Applied Economics**, Routledge, volume 50, número 34-35, páginas 3840–3854, 2018. DOI: 10.1080/00036846.2018.1436149. Citado na página 79.

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 na página 147.

NONNENBERG, Marcelo José Braga. Determinantes dos investimentos externos e impactos das empresas multinacionais no Brasil: as décadas de 1970 e 1990. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2003. Citado na página 6.

OKUBO, Yoshiko. Bibliometric indicators and analysis of research systems: methods and examples. OECD, 1997. Citado na página 12.

OLIVEIRA, Hícaro Souza. **O canal do crédito da política monetária**. 2015. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Citado na página 147.

OLIVEIRA CARMINATI, João Guilherme de; FERNANDES, Elaine Aparecida. O impacto do investimento direto estrangeiro no crescimento da economia brasileira. **Planejamento e políticas públicas**, número 41, 2013. Citado nas páginas 5, 9.

ORAIR, Rodrigo et al. Impacto dos Multiplicadores Fiscais na Economia Brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, volume 70, número 1, páginas 3–25, 2016. Citado na página 133.

- OREIRO, Jose Luis; PUNZO, Lionello F.; ARAÚJO, Eliane C. Macroeconomic constraints to growth of the Brazilian economy: diagnosis and some policy proposals. **Cambridge Journal of Economics**, volume 36, número 4, páginas 919–939, jul. 2012. DOI: 10.1093/cje/bes010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1093/cje/bes010>>. Citado na página 133.
- OSIOBE, Ejio U et al. A literature review of human capital and economic growth. **Business and Economic Research**, Macrothink Institute, volume 9, número 4, páginas 179–196, 2019. Citado na página 80.
- OURIQUES, Helton Ricardo. As relações econômicas entre América Latina e China: uma perspectiva sistêmica. **Perspectivas**, São Paulo, volume 45, páginas 9–40, jan. 2015. Disponível em: <<https://periodicos.fclar.unesp.br/perspectivas/article/view/7139>>. Citado na página 71.
- PARELLO, Carmelo Pierpaolo. Can Ak Models Explain Cross-Country Income Distribution Andconvergence? **Available at SSRN 4745711**, 2024. Citado na página 41.
- PEDRONI, P. Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. **Econometric Theory**, volume 37, páginas 205–230, 2021. Citado na página 114.
- PENNINGS, Johannes M; LEE, Kyungmook; WITTELOOSTUIJN, Arjen Van. Human capital, social capital, and firm dissolution. **Academy of management Journal**, Academy of Management Briarcliff Manor, NY 10510, volume 41, número 4, páginas 425–440, 1998. Citado na página 67.
- PERES, Samuel Costa; YAMADA, Tiago Hideo. Determinantes do Investimento Estrangeiro Direto no Brasil: uma aplicação do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) no período 1980-2010. **Economia e Desenvolvimento**, volume 26, número 2, páginas 1–20, 2014. Citado na página 5.
- PESARAN, M Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, Wiley Online Library, volume 16, número 3, páginas 289–326, 2001. Citado na página 55.
- PETRI, Peter A. Foreign Direct Investment in a Computable General Equilibrium Framework. In: MAKING APEC Work: Economic Challenges and Policy Alternatives. Keio University, Tokyo: [sine nomine], mar. 1997. Citado na página 6.
- PHILLIPS, Peter CB; XIAO, Zhijie. A primer on unit root testing. **Journal of Economic Surveys**, Wiley Online Library, volume 12, número 5, páginas 423–470, 1998. Citado na página 58.
- POSSAMAI, Roberta; SERIGATI, Felipe. Em novo boom de commodities a caminho? **AgroANALYSIS**, volume 41, número 4, páginas 17–18, 2021. Citado na página 10.
- PREBISCH, Raúl. O desenvolvimento econômico da América Latina e alguns de seus problemas principais. In: CINQUENTA anos de pensamento na CEPAL. Rio de Janeiro: Record/CEPAL, 2000. volume 1. (Copublicações). Inclui Bibliografia. En: Cinquenta anos de pensamento na CEPAL - Rio de Janeiro : Record/CEPAL, 2000 - v. 1, p. 69-136. Páginas 69–136. ISBN 330.98 N962A. Disponível em: <<https://hdl.handle.net/11362/1611>>. Citado na página 71.
- PRITCHARD, Alan. Bibliografía estadística o bibliometría. **Revista de documentación**, volume 25, número 4, páginas 348–349, 1969. Citado na página 49.
- PROTHERO, David L; WALLIS, Kenneth F. Modelling macroeconomic time series. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)**, Wiley Online Library, volume 139, número 4, páginas 468–486, 1976. Citado na página 106.
- RAMENAH, Harry et al. Accurate determination of parameters relationship for photovoltaic power output by augmented dickey fuller test and engle granger method. **AIMS Energy**, volume 6, número 1, páginas 19–48, 2018. Citado na página 147.

- RAMEY, Valerie A. Can government purchases stimulate the economy? **Journal of Economic Literature**, American Economic Association, volume 49, número 3, páginas 673–685, 2011. Citado na página 147.
- RAMEY, Valerie A. et al. Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data. **Journal of Political Economy**, volume 126, número 4, páginas 158–212, 2018. Citado na página 134.
- RAMSEY, Valerie A. Propagation of Macroeconomic Shocks in the Real Business Cycle Framework. **American Economic Review**, volume 106, número 5, páginas 103–108, 2016. Citado na página 133.
- REBELO, Sergio. Long-run policy analysis and long-run growth. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, volume 99, número 3, páginas 500–521, 1991. Citado na página 54.
- ROCHA GONÇALVES, Rodrigo da; OLIVEIRA PASSOS, Marcelo de. Determinantes macroeconômicos da formação bruta de capital fixo no Brasil: 1996-2014. Citado na página 116.
- ROMER, David. Advanced macroeconomics. McGraw Hill, 2018. Citado na página 132.
- ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, The University of Chicago Press, volume 94, número 5, páginas 1002–1037, 1986. Citado nas páginas 40, 41, 44, 45.
- \_\_\_\_\_. Capital Humano e Crescimento: Teoria e Evidência. **Carnegie–Rochester Série de Conferências sobre Políticas Públicas**, volume 32, páginas 251–285, 1990. Citado nas páginas 71, 79.
- \_\_\_\_\_. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy**, volume 98, número 5, 1990. Citado na página 75.
- ROSENSTEIN-RODAN, Paul. Problems of industrialization of eastern and southeastern Europe. **Economic Journal**, volume 53, número 210, páginas 202–211, 1943. Citado na página 74.
- RUNGANGA, Raynold. Inflation and Economic Growth in Zimbabwe is there Any Inflation Threshold Level? **International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting**, volume 8, número 1, páginas 1–10, set. 2020. DOI: 10.33094/8.2017.2020.81.1.10. Disponível em: <<https://onlineacademicpress.com/index.php/IJAEFA/article/view/306>>. Citado na página 112.
- SACKS, Daniel W; STEVENSON, Betsey; WOLFERS, Justin. **Subjective well-being, income, economic development and growth**. [Sine loco], 2010. Citado nas páginas 71, 94.
- SALUJA, Manminder Singh; BHATIA, Navneet Kaur; PATEL, Nishant. A cointegration and VECM approach in explaining relationship of FDI with current and capital account of India. **International Journal of Advance Research in Computer Science and Management Studies**, volume 1, número 6, 2013. Citado na página 20.
- SANTOS, Bruno Galvão dos. O ciclo econômico da América Latina dos últimos 12 anos em uma expectativa de restrição externa. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, volume 1, número 43, páginas 205–251, jun. 2015. Acesso em: 4 jan. 2025. Disponível em: <<http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/6242>>. Citado nas páginas 70, 84.
- SANTOS, Daiane; MARQUES, Maria. A Bibliometric Study on the Nexus of Economic Growth and Renewable Energy in Brazil. **International Journal of Economics and Finance**, volume 15, página 47, mar. 2023. DOI: 10.5539/ijef.v15n4p47. Citado na página 106.



SANTOS, Emerson Costa dos; FERREIRA, Maria Alice et al. Análise da relação de curto e longo prazos entre as políticas monetária e fiscal com crescimento econômico no Brasil: aplicação de modelos VEC. **Revista de Economia Contemporânea**, SciELO Brasil, volume 19, número 3, páginas 503–523, 2015. Citado na página 116.

SARTI, Fernando; LAPLANE, Mariano F. O investimento direto estrangeiro e a internacionalização da economia brasileira nos anos 1990. **Economia e Sociedade**, volume 11, número 1, páginas 63–94, 2002. Citado na página 6.

SCHMITT-GROHÉ, Stephanie; URIBE, Martín. Emerging Markets and the Costs of Business Cycles. **Journal of Economic Literature**, volume 55, número 3, páginas 85–116, 2017. Citado na página 142.

SCHOBER, Patrick; BOER, Christa; SCHWARTE, Lothar A. Correlation coefficients: appropriate use and interpretation. **Anesthesia & analgesia**, LWW, volume 126, número 5, páginas 1763–1768, 2018. Citado na página 145.

SCHULTZ, Theodore W. Investment in human capital. **The American economic review**, JSTOR, volume 51, número 1, páginas 1–17, 1961. Citado na página 42.

\_\_\_\_\_. investimentos em educação e pesquisa. **Rio de**, 1971. Citado nas páginas 42, 43.

\_\_\_\_\_. The Economic Value of Education. NY and London: Columbia University Press, 1963; Schultz TW Investment in Human Capital. **Economic Growth-an American Problem**, 1964. Citado nas páginas 41, 42.

SILVA, Felipe Marcos da et al. Essays on exchange rates and commodity prices volatility. Universidade Católica de Brasília, 2024. Citado na página 129.

SILVA FILHO, Edison Benedito da. Trajetória recente do investimento estrangeiro direto e em carteira no Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2015. Citado na página 11.

SILVA FILHO, Guerino Edécio da; CARVALHO, Eveline Barbosa Silva. A teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento endógeno regional: investigação das convergências em um cenário póscepalino. **Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza**, volume 32, páginas 467–482, 2001. Citado na página 40.

SIQUEIRA, Tagore Villarim de. Investimentos estrangeiros diretos (IED): origens, significado e benefícios. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2022. Citado na página 8.

SMALL, Henry. Co-citation in the scientific literature: A new measure of the relationship between two documents. **Journal of the American Society for Information Science**, volume 24, número 4, páginas 265–269, 1973. DOI: 10.1002/asi.4630240406. Citado na página 139.

SMETS, Frank; WOUTERS, Rafael. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. **American Economic Review**, volume 97, número 3, páginas 586–606, 2007. Citado na página 142.

SMITH, Adam. A Riqueza das Nações (4ª edição). **Volume I. Serviço de Educação. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian**, 1776. Citado nas páginas 41, 45.

SOLANES, Miguel. Water, water services and international investment agreements. **Global change: Impacts on water and food security**, Springer, páginas 209–234, 2010. Citado nas páginas 5, 6.

SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. **The quarterly journal of economics**, MIT press, volume 70, número 1, páginas 65–94, 1956. Citado nas páginas 40, 44.

\_\_\_\_\_. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford University Press, volume 70, número 1, páginas 65–94, 1956. ISSN 00335533, 15314650. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1884513>>. Acesso em: 6 jan. 2025. Citado na página 76.

SOUZA, Rodrigo da Silva; MATTOS, Leonardo B de; LIMA, João E de. Commodity prices and the Brazilian real exchange rate. **International Journal of Finance & Economics**, Wiley Online Library, volume 26, número 2, páginas 3152–3172, 2021. Citado na página 129.

SSEKUMA, Rajab. A study of cointegration models with applications. **University of South Africa, South Africa**, 2011. Citado na página 149.

STURGEON, T et al. O Brasil nas cadeias globais de valor: implicações para a política industrial e de comércio. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, volume 115, páginas 26–41, 2013. Disponível em: <<https://scholars.duke.edu/publication/1080540>>. Citado na página 77.

SULTANA, TANZILA; DEY, Sima Rani; TAREQUE, Mohammad. Exploring the linkage between human capital and economic growth: A look at 141 developing and developed countries. **Economic Systems**, Elsevier, volume 46, número 3, página 101017, 2022. Citado na página 41.

SWAN, Trevor Winchester. Economic growth and capital accumulation. **Economic record**, Wiley Online Library, volume 32, número 2, páginas 334–361, 1956. Citado na página 44.

TAYLOR, John B.; WEINSTEIN, Marc. Policy Rules for Open Economies. **Journal of Monetary Economics**, volume 50, número 1, páginas 33–62, 2003. Citado nas páginas 105, 106.

TEIXEIRA, Aurora AC; FORTUNA, Natércia. Human capital, innovation capability and economic growth in Portugal, 1960-2001. **Portuguese Economic Journal**, Springer, volume 3, páginas 205–225, 2004. Citado nas páginas 41, 47.

TEIXEIRA, Aurora AC; QUEIRÓS, Anabela SS. Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. **Research policy**, Elsevier, volume 45, número 8, páginas 1636–1648, 2016. Citado na página 47.

TERÄSVIRTA, Timo; VAN DIJK, Dick; MEDEIROS, Marcelo C. Linear models, smooth transition autoregressions, and neural networks for forecasting macroeconomic time series: A re-examination. **International Journal of Forecasting**, Elsevier, volume 21, número 4, páginas 755–774, 2005. Citado na página 106.

TEXEIRA, Aurora. On the link between human capital and firm performance. **A theoretical and empirical survey**, número 121, 2002. Citado nas páginas 42, 43.

TIAN, Guangning; LI, Juncheng. How Does Infrastructure Construction Affect Economic Development along the “Belt and Road”: By Promoting Growth or Improving Distribution? **Emerging Markets Finance and Trade**, Routledge, volume 55, número 14, páginas 3332–3348, 2019. DOI: 10.1080/1540496X.2019.1607725. Citado na página 75.

TOBIN, James. Money and economic growth. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, páginas 671–684, 1965. Citado nas páginas 156, 157.

VAN, DINH Doan. Optimal Inflation Threshold and Economic Growth: Ordinal Regression Model Analysis. **The Journal of Asian Finance, Economics and Business**, Korea Distribution Science Association, volume 7, número 5, páginas 91–102, mai. 2020. Citado na página 111.

VEIGA, Pedro da Motta; RIOS, Sandra Polónia. **Inserção em Cadeias Globais de Valor e Políticas Públicas: O Caso do Brasil**. [Sine loco], mar. 2015. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/ipe/ipetds/2069.html>>. Citado na página 77.

- VERNON, Raymond. The product cycle hypothesis in a new international environment. **Oxford bulletin of economics and statistics**, Blackwell Publishing Ltd Oxford, UK & Cambridge, MA, volume 41, número 4, páginas 255–267, 1979. Citado na página 10.
- VIANA, Giomar; LIMA, Jandir Ferreira de. Capital humano e crescimento econômico. **Interações**, volume 11, número 2, páginas 137–148, 2010. Citado na página 79.
- VIANA, Giomar; LIMA, Jandir Ferrera de. Capital humano e crescimento econômico. **Interações (Campo Grande)**, SciELO Brasil, volume 11, páginas 137–148, 2010. Citado na página 41.
- WEGARI, Hinsene Lemma; WHAKESHU, Sisay Tolla; MULATU, Negese Tamirat. Human capital and its impact on Ethiopian economic growth: ARDL approach to co-integration. **Cogent Economics & Finance**, Taylor & Francis, volume 11, número 1, página 2186046, 2023. Citado nas páginas 48, 49.
- WEN, Yi. Can a Credit Crunch be Efficient? **Journal of Economic Dynamics and Control**, volume 22, número 5, páginas 841–864, 1998. Citado na página 134.
- WES, Clarke; ADAM, Jones; BRETT, Lacy. Education spending and workforce quality as determinants of economic growth. **The Journal of Rural and Community Development**, volume 10, número 4, páginas 24–35, 2015. Citado nas páginas 79, 80, 93.
- WIDARNI, Eny Lestari; BAWONO, Suryaning. Human Capital, Technology, and Economic Growth: A Case Study of Indonesia. **The Journal of Asian Finance, Economics and Business (JAFEB)**, volume 8, número 5, páginas 29–35, 2021. Citado nas páginas 41, 42, 47, 48.
- WILLETT, Ciara Louise. **Why Correlation Doesn't Imply Causation: Improving Undergraduates Understanding of Research Design**. 2023. Tese (Doutorado) – University of Pittsburgh. Citado na página 145.
- WILSON, Rob A; BRISCOE, Geoff. The impact of human capital on economic growth: a review. **Impact of Education and Training, Third Report on Vocational Training Research in Europe: background report. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, Cedefop Reference series**, volume 54, 2004. Citado na página 94.
- WORLD BANK GROUP. **World Development Indicators**. [Sine loco: sine nomine], 2024. Disponível em: <<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators/preview/on>>. Citado nas páginas 70, 71, 81.
- WÖSSMANN, Ludger. Specifying human capital. **Journal of economic surveys**, Wiley Online Library, volume 17, número 3, páginas 239–270, 2003. Citado na página 67.
- YANIKKAYA, Halit. Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. **Journal of Development economics**, Elsevier, volume 72, número 1, páginas 57–89, 2003. Citado na página 77.
- YOUNG, Alwyn. Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade. **The Quarterly Journal of Economics**, volume 106, número 2, páginas 369–405, 1991. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:qjecon:v:106:y:1991:i:2:p:369-405>>. Citado na página 77.
- ZHANG, Xiaobei; WANG, Xiaojun. Measures of human capital and the mechanics of economic growth. **China Economic Review**, Elsevier, volume 68, página 101641, 2021. Citado na página 43.
- ZIVOT, Eric; WANG, Jiahui. Vector autoregressive models for multivariate time series. **Modeling financial time series with S-PLUS®**, Springer, páginas 385–429, 2006. Citado na página 114.



