

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

GUILHERME DE SOUZA

**O PAPEL DA COMPLEXIDADE ECONÔMICA PARA O DESALINHAMENTO E
VOLATILIDADE CAMBIAL NOS BRICS
(1995 a 2021)**

UBERLÂNDIA
2025

GUILHERME DE SOUZA

**O PAPEL DA COMPLEXIDADE ECONÔMICA PARA O DESALINHAMENTO
E VOLATILIDADE CAMBIAL NOS BRICS
(1995 a 2021)**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Flávio Vilela Vieira

UBERLÂNDIA

2025

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S729
2025

Souza, Guilherme de, 1998-
O papel da complexidade econômica para o
desalinhamento e volatilidade cambial nos BRICS (1995 a
2021) [recurso eletrônico] / Guilherme de Souza. - 2025.

Orientador: Flávio Vilela Vieira.
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de
Uberlândia, Pós-graduação em Economia.
Modo de acesso: Internet.
Disponível em: <http://doi.org/10.14393/ufu.di.2025.14>
Inclui bibliografia.
Inclui ilustrações.

1. Economia. I. Vieira, Flávio Vilela ,1966-
(Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Pós-
graduação em Economia. III. Título.

CDU: 330

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091
Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074



ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Economia				
Defesa de:	Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 325, PPGE				
Data:	28 de janeiro de 2025	Hora de início:	10:00	Hora de encerramento:	11:20
Matrícula do Discente:	12312ECO001				
Nome do Discente:	Guilherme de Souza				
Título do Trabalho:	O papel da complexidade econômica para o desalinhamento e volatilidade cambial nos BRICS (1995 a 2021)				
Área de concentração:	Desenvolvimento Econômico				
Linha de pesquisa:	Economia Aplicada				
Projeto de Pesquisa de vinculação:	Taxa de Câmbio (Desalinhamento e Volatilidade), Complexidade Econômica e Crise Sanitária (COVID)				

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Profa. Dra. Thais Guimarães Alves - UFU; Prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida - USP; Prof. Dr. Flavio Vilela Vieira - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em conformidade com deliberação do Colegiado do PPGE e manifestação do orientador, a participação do aluno e dos membros da banca ocorreu de forma remota. O Prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida participou desde a cidade de Piracicaba (SP) e o aluno e os demais membros da banca participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Flavio Vilela Vieira apresentou a Banca Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos examinadores, que passaram a arguir o candidato. Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o candidato:

Aprovado

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Flavio Vilela Vieira, Professor(a) do Magistério Superior**, em 28/01/2025, às 11:20, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Thais Guimarães Alves, Professor(a) do Magistério Superior**, em 28/01/2025, às 11:22, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Alexandre Nunes de Almeida, Usuário Externo**, em 01/02/2025, às 10:34, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **6021326** e o código CRC **67236D9F**.

GUILHERME DE SOUZA

**O PAPEL DA COMPLEXIDADE ECONÔMICA PARA O DESALINHAMENTO
E VOLATILIDADE CAMBIAL NOS BRICS
(1995 a 2021)**

Dissertação de Mestrado apresentada ao
Programa de Pós-graduação em
Economia da Universidade Federal de
Uberlândia como requisito parcial à
obtenção do título de mestre em
Economia.

Área de concentração: Economia
Aplicada

Uberlândia, 28 de janeiro

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Flávio Vilela Vieira – PPGE UFU - Orientador

Prof(a). Dr(a). Thaís Guimarães Alves – PPGE UFU

Prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida – USP Piracicaba

AGRADECIMENTOS

Elaborar esta dissertação foi um dos feitos que mais me geraram um orgulho genuíno. Foi uma trajetória desafiadora, em vários momentos questionei-me se seria realmente possível concluir este trabalho e encerrar essa etapa da minha vida. Foram muitas noites mal dormidas e momentos de exaustão, nos quais dediquei uma energia que jamais havia colocado em nenhum outro trabalho da minha vida. Por esses motivos, valorizo imensamente ter chegado até aqui. Encerrando esta etapa, sinto-me ansioso pelos aprendizados que o doutorado me trará.

Primeiramente, agradeço a Deus pela grande oportunidade, pela resiliência, pela coragem e por me guiar durante toda esta jornada.

Agradeço à minha família, em especial à minha mãe Ana Angélica de Souza, ao meu pai João Carlos de Souza e à minha irmã Ana Carla de Souza, por todo o suporte e amor que me proporcionaram, não só durante o mestrado, mas ao longo de toda a minha vida. Nunca conseguirei agradecer de forma suficiente por tudo o que fazem por mim. Amo muito vocês.

Agradeço aos meus amigos de minha cidade natal, Igaporã: Adriana, Elenilton, Maldin, Maressa e Romário. Aos amigos de Vitória da Conquista: Aléxia, Sâmia, Isa, Yan, Augusto, Alessandra, Cleide, Josa e Eri. E, por fim, aos amigos de Uberlândia: Welber, Neal, Sinara, Matheus Ataíde, Matheus Lima, Paulo, Vitor, Godson e Herbert. Faço uma citação especial para Sara e Vanuzia duas pessoas que foram extremamente importantes demais para mim desde o início da minha trajetória aqui.

Além disso, agradeço ao meu orientador, Dr. Flávio Vilela Vieira, pela disponibilidade, paciência, dedicação e por me proporcionar a honra de ser seu orientando. Agradeço também aos demais professores do PPGE – UFU, que foram extremamente importantes na minha formação como mestre.

Agradeço aos professores Dr. Alexandre Nunes de Almeida e Dr(a). Thaís Guimarães Alves por terem feito parte da banca examinadora. Gostaria de citar também as professoras Dr(a). Ana Paula Macedo de Avellar e Dr(a). Michele Polline Veríssimo por terem participado da minha banca de qualificação e contribuído com insights importantes para a dissertação.

Também agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro.

Por fim, agradeço à minha namorada, Maria Celeste, pelo carinho, dedicação, cuidado e amor. Te amo muito, meu amor.

RESUMO

O objetivo desta dissertação é apresentar uma análise sobre o impacto da complexidade econômica no desalinhamento e na volatilidade cambial nos países do BRICS entre 1995 e 2021. Nesse contexto, o trabalho investiga se as variáveis índice de complexidade econômica, diferencial do PIB per capita em relação aos Estados Unidos, diferencial da taxa de juros em relação aos EUA, diferencial de inflação em relação aos Estados Unidos e reservas internacionais como proporção do PIB foram relevantes para explicar o desalinhamento e a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva nos países do BRICS. Para isso, foram estimados modelos ARDL e GMM, considerando o período de análise de 1995 a 2021. Os resultados indicaram que, nas estimações dos modelos ARDL, as variáveis com coeficientes de longo prazo estatisticamente significativos foram: índice de complexidade econômica significativo em 3 modelos (sinal negativo e esperado) nos modelos 1 e 2 do desalinhamento para o Brasil e no modelo 2 do desalinhamento para a África do Sul. Além disso, outras variáveis que apresentaram significância foram o diferencial do PIB per capita (sinal negativo) e as reservas internacionais, no modelo aplicado ao desalinhamento cambial brasileiro. Para a África do Sul, todas as variáveis apresentaram significância estatística (sinal negativo) no modelo 2 do desalinhamento. Em relação à volatilidade cambial, menos variáveis significativas foram encontradas. Destaca-se a China, que apresentou coeficientes significativos para as seguintes variáveis: índice de complexidade econômica (sinal positivo), diferencial do PIB per capita (sinal negativo), reservas internacionais (sinal positivo) e diferencial de juros (sinal positivo). Nos modelos GMM, muitos coeficientes foram significativos, e os instrumentos utilizados foram considerados válidos. Além disso, é importante ressaltar que a variável ECI apresentou significância estatística e impacto negativo (sinal esperado) em sete modelos, sendo eles os cinco modelos de desalinhamento 1 para Brasil, China, Rússia e África do Sul, além do modelo 2 de desalinhamento para a China e a Índia. Por fim, ainda se observou significância estatística e sinal negativo no modelo 1 da volatilidade para a Rússia.

Palavras-chave: Complexidade econômica; desalinhamento e volatilidade cambial; ARDL e GMM; BRICS.

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to present an analysis of the impact of economic complexity on misalignment and exchange rate volatility in the BRICS countries between 1995 and 2021. In this context, the work investigates whether the variables economic complexity index, GDP per capita differential in relation to the United States, interest rate differential in relation to the United States, inflation differential in relation to the United States and international reserves as a proportion of GDP were relevant to explain the misalignment and volatility of the real effective exchange rate in the BRICS countries. For this purpose, ARDL and GMM models were estimated, considering the analysis period from 1995 to 2021. The results indicated that, in the ARDL model estimations, the variables with statistically significant long-term coefficients were: economic complexity index significant in 3 models (negative and expected sign) in models 1 and 2 of the misalignment for Brazil and in model 2 of the misalignment for South Africa. In addition, other variables that presented significance were the GDP per capita differential (negative sign) and international reserves, in the model applied to the Brazilian exchange rate misalignment. For South Africa, all variables presented statistical significance (negative sign) in model 2 of the misalignment. Regarding exchange rate volatility, fewer significant variables were found. China stands out, as it presented significant coefficients for the following variables: economic complexity index (positive sign), GDP per capita differential (negative sign), international reserves (positive sign) and interest rate differential (positive sign). In the GMM models, many coefficients were significant, and the instruments used were considered valid. In addition, it is important to highlight that the ECI variable presented statistical significance and negative impact (expected sign) in seven models, namely the five misalignment models 1 for Brazil, China, Russia and South Africa, in addition to misalignment model 2 for China and India. Finally, statistical significance and a negative sign were also observed in volatility model 1 for Russia.

Keywords: Economic complexity; exchange rate misalignment and volatility; ARDL and GMM; BRICS.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das variáveis	28
Tabela 2 - Volatilidade da Taxa de Câmbio Real Efetiva- Modelos ARCH-GARCH	29
Tabela 3 - Testes de raiz unitária	31
Tabela 4 - Modelos ARDL – Desalinhamento – Modelo 1	33
Tabela 5 - Modelos ARDL – Desalinhamento – Modelo 2	35
Tabela 6 - Modelo ARDL – Volatilidade – Modelo 1	36
Tabela 7 - Modelo ARDL – Volatilidade – Modelo 2	38
Tabela 8 - Coeficientes de longo prazo – Desalinhamento Modelo 1	39
Tabela 9 - Coeficientes de longo prazo – Desalinhamento Modelo 2	40
Tabela 10 - Coeficientes de longo prazo – Volatilidade Modelo 1	41
Tabela 11 - Coeficientes de longo prazo – Volatilidade Modelo 2	42
Tabela 12 - Dinâmica de Curto Prazo – Dinâmica de Curto Prazo – Desalinhamento Modelo 1	42
Tabela 13 - Dinâmica de Curto Prazo – Desalinhamento Modelo 2 Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e Variáveis Significativas.....	44
Tabela 14 - Dinâmica de Curto Prazo – Volatilidade Modelo 1 Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e Variáveis Significativas.....	45
Tabela 15 - Dinâmica de Curto Prazo Volatilidade Modelo 2 Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e Variáveis Significativas.....	46
Tabela 16 - Modelo do Brasil – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial.....	47
Tabela 17 - Modelo do China – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial.....	49
Tabela 18 - Modelo do Índia – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial.....	51
Tabela 19 - Modelo do Rússia – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial.....	52
Tabela 20 - Modelo do África do Sul – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial	54

LISTA QUADROS

Quadro 1 - Síntese dos Resultados Empíricos	20
Quadro 2 - Variáveis: Descrição, Nomenclatura, Unidade de Medida e Fonte.....	23

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	11
1 REVISÃO DA LITERATURA.....	12
2 DESCRIÇÃO DE VARIÁVEIS, METODOLOGIA E MODELOS.....	22
2.1 Descrição das variáveis	22
2.2 Metodologia e Modelos Estimados	25
3 RESULTADOS ECONOMETRICOS	27
3.1 Modelos ARDL	32
3.2 Modelos GMM.....	47
4 CONSIDERAÇÕES FINAIS	55
Referências.....	58

INTRODUÇÃO

O objetivo desta dissertação de mestrado é analisar o impacto da complexidade econômica sobre a volatilidade e o desalinhamento do câmbio real efetivo nos BRICS, no período de 1995 a 2021, controlando para outras variáveis explicativas. A complexidade econômica é uma variável econômica crucial na análise do desempenho dos países, uma vez que aqueles mais complexos tendem a apresentar melhores indicadores econômicos, como menor volatilidade e desalinhamento da taxa de câmbio, além de outros aspectos como maiores salários, indústrias mais desenvolvidas e competitividade externa mais avançada. Essa questão é ainda mais relevante para as economias emergentes, o que justifica sua investigação a ser desenvolvida na dissertação.

O Índice de Complexidade (*Growth Lab da Universidade de Harvard*) é uma medida de conhecimento da sociedade e expressa através dos produtos que ela produz. O cálculo da complexidade é baseado na diversidade de exportações que um país produz e no número de países capazes de produzir esses produtos (ubiquidade). Países que possuem uma ampla gama de conhecimentos produtivos, incluindo conhecimentos sofisticados e únicos, tendem a ser capazes de produzir uma ampla diversidade de bens, inclusive produtos complexos que pouquíssimos países conseguem produzir.

Como exemplos de países com ICE mais elevados podem ser citados Japão, Coreia do Sul, Suíça, Singapura, Taiwan e Alemanha economias que vem se destacando no cenário internacional dos últimos anos demonstrando a importância dessa medida como parâmetro de crescimento e desenvolvimento econômico.

As duas variáveis de interesse são a volatilidade e o desalinhamento cambial, e como estas estão ou não relacionadas com a complexidade econômica nos BRICS. A volatilidade consiste na variação da taxa de câmbio ao longo do tempo, por outro lado, o desalinhamento é a diferença entre a taxa de câmbio observada e a taxa de câmbio de equilíbrio. Neste sentido, há uma escassez de trabalhos que desenvolvam tal investigação, o que torna a presente dissertação, ainda mais relevante.

Além disso, é possível que variáveis como reservas internacionais, diferencial do PIB per capita, diferencial de inflação e diferencial de juros tenham impacto sobre a volatilidade e o próprio desalinhamento. Pretende-se, portanto, averiguar a significância dessas variáveis e seu respectivo impacto.

Dessa forma, o problema de pesquisa consiste em analisar como a complexidade econômica influencia a volatilidade e o desalinhamento do câmbio real efetivo nos países

do BRICS ao longo do período de 1995 a 2021 e qual é o papel de outras variáveis macroeconômicas, como reservas internacionais, diferencial do PIB per capita, diferencial de inflação e diferencial de juros, nessa relação.

A fim de responder ao problema de pesquisa, a dissertação envolverá a estimação de duas abordagens econométricas distintas. A primeira baseia-se nos modelos autoregressivos de defasagens distribuídas (ARDL), que fornecem coeficientes estimados de curto e longo prazo, além de analisar a cointegração entre as variáveis. A segunda abordagem, chamada de método dos momentos generalizados (GMM), visa obter estimadores mais robustos e, para séries temporais, apresenta vantagens em relação a estimadores mais convencionais (MQO) na presença de autocorrelação e heterocedasticidade. A estimação pelo GMM fará uso da própria variável dependente (volatilidade ou desalinhamento) defasada, além das variáveis explicativas defasadas como instrumentos. Cabe ressaltar que, para a obtenção de uma das variáveis dependentes, tanto no ARDL quanto no GMM, será estimada a volatilidade cambial por meio de modelos do tipo ARCH/GARCH, utilizando o método de máxima verossimilhança.

A hipótese subjacente a esta dissertação de mestrado é de que países com maior (menor) complexidade econômica deve conviver no tempo com menores (maiores) desalinhamentos e volatilidades cambiais, o que em termos econométricos se traduz em coeficientes negativos para a variável complexidade econômica nos dois modelos (volatilidade e desalinhamento) e nas suas duas metodologias (ARDL e GMM).

Além desta introdução e das considerações finais, esta dissertação de mestrado está dividida em uma seção de revisão da literatura sobre os temas do desalinhamento e da volatilidade cambial, BRICS e ECI, uma seção dedicada aos aspectos metodológicos, à descrição das variáveis e dos modelos a serem estimados e, por fim, uma seção dedicada à análise dos dados e à estimação dos modelos econométricos.

1 REVISÃO DA LITERATURA

Estudar os principais fatores que levam as economias a atingir a prosperidade econômica sempre foi um assunto recorrente na academia. Um dos fatores que ganhou destaque nos últimos anos foi a complexidade econômica. Muitos autores consideram essa variável como crucial para o desenvolvimento econômico, pois ela engloba uma série de fatores econômicos de forma integrada. No entanto, por muitos anos, a complexidade

econômica não possuía uma forma de ser quantificada. Isso mudou a partir do trabalho de Hidalgo e Hausmann (2009), que observaram ser possível quantificar a complexidade econômica de um país a partir de seus dados comerciais.

Além disso, observar o impacto do ICE sobre a volatilidade e o desalinhamento é muito importante, visto que uma taxa de câmbio real efetiva, mais estável historicamente, é uma das fontes dos melhores indicadores econômicos nas economias mundiais, em especial nas emergentes, como demonstrado nos trabalhos utilizados na presente dissertação como referencial teórico. Com isso, na sequência serão apresentados trabalhos empíricos sobre o tema, expondo diferentes metodologias, mas com o objetivo comum de mensurar o impacto da complexidade sobre o desalinhamento e a volatilidade cambial.

O bloco econômico conhecido como BRICS, que reúne Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul, teve seu acrônimo utilizado pela primeira vez pelo economista-chefe do Goldman Sachs, Jim O'Neill, em 2001. Ele argumentava que essas economias apresentavam um forte crescimento e um aumento considerável na participação no comércio internacional nos últimos anos. No entanto, o primeiro encontro informal do bloco só ocorreu em 2006, durante uma reunião da Assembleia Geral das Nações Unidas (AGNU), coordenada pela Rússia (De Almeida, 2009).

No início do século XXI, os países em desenvolvimento apontavam para a fragilidade das instituições globais na proteção de seus interesses. Em resposta, surgiram agrupamentos de países emergentes, como o IBAS (Índia, Brasil e África do Sul) e cúpulas birregionais como ASA (América do Sul-África) e ASPA (América do Sul-Países Árabes). Esses grupos se diferenciavam das alianças existentes à época, como o G4 (De Almeida, 2009).

Em 2007, o governo brasileiro demonstrou interesse em aprofundar e formalizar a cooperação, o que levou à realização de uma reunião em 2008 com os chanceleres de Brasil, Rússia, Índia e China (BRIC). Somente em 2011, durante a terceira cúpula do BRIC, a África do Sul foi oficialmente integrada ao recém-criado bloco econômico, transformando-o em BRICS. Até 2023, foram realizadas 15 cúpulas do bloco.

No documento de Ecaterimburgo, cidade russa, os BRICS concordaram em trabalhar em conjunto para fortalecer a diplomacia multilateral, promovendo a segurança e a estabilidade internacionais. O grupo também buscava maior influência no Conselho de Segurança da ONU. Além disso, o bloco tem expandido sua cooperação em várias áreas, como política, economia, ciência e tecnologia.

Um exemplo dessa expansão foi a criação do Novo Banco de Desenvolvimento (NDB) em 2014, com sede em Xangai, na China. O principal objetivo do NDB é financiar projetos de infraestrutura e sustentabilidade em economias emergentes, especialmente nas pertencentes ao bloco. O banco começou a operar efetivamente como financiador em 2016, com recursos iniciais de aproximadamente US\$ 100 bilhões. Em 2023, a ex-presidente Dilma Rousseff foi confirmada como presidente do NDB, sinalizando um aumento da participação do Brasil no bloco após um período de baixa interação durante o governo Bolsonaro (Silva e Holleben, 2022).

Hidalgo e Hausmann (2009) buscam, em seu trabalho, analisar o papel do crescimento e do desenvolvimento econômico para a complexidade econômica em um conjunto de países, a partir da análise dos dados comerciais, entendendo que os mesmos formam uma rede bipartida conectando os países com suas exportações, e a partir disso quantificar a complexidade dos mesmos. Além disso, verificam se existe correlação entre o nível de renda e a complexidade econômica, o que indica a necessidade de concentrar esforços para criar as condições de existência de complexidade para gerar desenvolvimento econômico.

O método utilizado por Hidalgo e Hausmann (2009) para a análise de redes bipartidas é o Método das Reflexões sobre os dados comerciais. A partir desse método, foram extraídas informações importantes sobre as capacidades produtivas dos países. Os resultados indicam que a complexidade está correlacionada com a renda e que divergências podem estar correlacionadas com o crescimento futuro. Além disso, o nível de complexidade econômica antecipa os tipos de produtos que ele poderá desenvolver, ressaltando a importância da dependência dos novos produtos em relação aos produtos existentes no país.

Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2014) argumentam que o desenvolvimentismo clássico defende a ideia de que um nível moderado de intervenção do Estado é necessário para a industrialização de uma economia. Eles entendem que o desenvolvimento econômico é um processo no qual a combinação de recursos financeiros e a integração sistemática de avanços tecnológicos resultam em uma constante melhoria na eficiência do trabalho e no bem-estar da sociedade. Com isso, os autores observaram que, entre a década de 1950 e 1970, os países da América Latina experimentaram altas taxas de crescimento impulsionadas por políticas industriais. No entanto, na década de 1980, essas economias estagnaram significativamente devido às reformas neoliberais que foram induzidas a adotar. Esses argumentos são incorporados em outros estudos que analisam a

complexidade econômica e sua relação com várias outras variáveis, como taxa de câmbio, instituições, comércio externo, entre outros.

Assim como Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi, os autores Oreiro, D'agostini e Gala (2020) desenvolveram uma análise sobre a desindustrialização brasileira, porém, com um recorte de 1998 a 2017 e observaram que a sobrevalorização do câmbio real é consequência tanto da apreciação da taxa de câmbio efetiva real quanto do aumento do valor de equilíbrio da taxa de câmbio real, conhecido como "taxa de câmbio de equilíbrio industrial" na nova corrente de pensamento desenvolvimentista. Para resolver a questão da sobrevalorização cambial, é necessário adotar um regime de política macroeconômica com uma meta específica de taxa de câmbio real, mas também implementar políticas industriais destinadas a aumentar a complexidade econômica do Brasil, o que, por sua vez, reduzirá o valor de equilíbrio do câmbio real.

Oreiro, D'agostini e Gala (2020) discutem ainda o chamado link perdido entre complexidade econômica e a participação do setor manufatureiro, que para o nosso interesse (volatilidade e desalinhamento) as mudanças nesta participação, podem e em geral estão associadas a impactos na taxa de câmbio, que tende a se apreciar em várias economias emergentes (BRICS incluso) com consequências bastante desfavoráveis, em especial para o ajuste das contas externas (conta corrente).

Os autores detalham ainda a importância do uso da variável complexidade econômica, argumentando que o Índice de Complexidade Econômica é bastante útil para medir a distância relativa dos sistemas produtivos à fronteira tecnológica. Com isso, um ICE mais elevado representa uma maior proximidade com a fronteira tecnológica mundial, ou seja, países possuem tecnologias patenteadas e proprietárias e exercem poder monopolista. Quanto mais recursos um país possui, menos suscetível ele se torna a taxas de câmbio subvalorizadas para ser competitivo. Nesse sentido, o índice ECI pode ser interpretado como uma métrica que avalia a competitividade econômica além dos aspectos de preço, focando também na sofisticação econômica (Oreiro, D'Agostini e Gala, 2020).

Paulo Gala (2020) discorre sobre como se deu o complexo processo histórico da complexidade se estruturando bastante a partir do trabalho de Hidalgo e Hausman (2009). Com isso, o autor entende que a visão de que o desenvolvimento consiste no aumento da complexidade é algo que já era pregado pelo desenvolvimentismo clássico de Raul Prebisch e Celso Furtado. Basicamente, eles entendiam que desenvolvimento é a industrialização que proporciona a geração de bens com valor adicionado cada vez maior.

Ou seja, desenvolvimento é sofisticação positiva, e a produção de bens mais sofisticados leva a elevado valor adicionado per capita.

Com isso, Paulo Gala (2020) observa também evidências de que existe uma alta correlação entre o nível de complexidade e renda per capita. Produtividade e complexidade estão altamente relacionadas, sendo as manufaturas mais complexas que as commodities. A doença holandesa provoca vários malefícios, especialmente perdas de complexidade econômica.

Além disso, Gala (2020) analisa, a partir de mapas e índices, as experiências de vários países em um recorte da segunda metade do século XX. Com isso, o autor observou em seu trabalho que a taxa de câmbio dos países que compõem a Zona Euro se aproximou, o que levou à desaceleração da economia e à redução da complexidade. Alguns países ricos em commodities, como Estados Unidos, Noruega, Malásia, Tailândia e Canadá, conseguiram lograr com a produção de bens mais complexos, enquanto Austrália e Canadá apresentaram um caso de redução da complexidade atrelado à desindustrialização. Por fim, um grupo de países composto por Chile, Catar e Emirados Árabes Unidos conseguiram aumentar sua complexidade muito atrelado a serviços financeiros, turismo e geologia.

Paulo Gala (2020) ainda dedica grandes esforços para estudar a América Latina, em especial o Brasil, onde o mesmo destacou que existe uma perda de complexidade em curso desde o final da década de 1990. O país deixou de ser um grande exportador de bens manufaturados, que no período analisado representam apenas 35% das exportações, para voltar a exportar commodities de baixo valor adicionado. O país então deixou de possuir uma pauta de exportações bem diversificadas para uma pauta onde apenas 5 produtos equivalem a 50% das exportações (dados para o ano de 2014). Por fim, o autor argumenta nas conclusões que é necessário um maior foco em aumentar a complexidade de forma direta, como por exemplo, estabelecendo políticas tecnológicas e de inovação e políticas industriais voltadas ao desenvolvimento econômico.

Ainda sobre a complexidade econômica, o trabalho de Camargo e Gala (2017) argumenta que a Doença Holandesa pode ser formalmente observada como baixa complexidade econômica. Isso se deve ao fato de existir uma relação inversa, sólida e robusta, entre exportações concentradas em recursos naturais e complexidade econômica. Em seu estudo, os autores analisaram medidas de concentração da participação do produto mais exportado do país na pauta exportadora, em um painel de 12 períodos de 4 anos (1965-2013), utilizando um banco de dados composto por 122 países para a estimação de

modelos GMM System. Controlando variáveis como gastos do governo, grau de abertura e tamanho da população, foi possível verificar uma relação negativa entre maiores níveis de concentração de exportações em recursos naturais e maior sofisticação produtiva.

O trabalho de Gabriel e Missio (2019) tem como objetivo principal analisar, teórica e empiricamente, as relações entre a taxa de câmbio real (RER) e a complexidade econômica em uma estrutura keynesiana-estruturalista para as regiões Norte (países desenvolvidos) e Sul (países em desenvolvimento), considerando que os níveis da taxa de câmbio real são importantes para influenciar a participação da indústria e garantir uma taxa de crescimento do produto compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos.

Os resultados de Gabriel e Missio (2019), em uma análise de painel para 118 países no período de 1990 a 2011, apontam que uma taxa de câmbio real (RER) excessivamente sobrevalorizada tende a gerar efeitos danosos para a indústria interna, o que pode levar à perda de especialização produtiva. Isso fica mais evidente quando são analisados os impactos nas economias do Sul global. Ademais, RER subvalorizadas e uma maior participação da manufatura geram efeitos positivos e significativos para o nível de complexidade econômica, especialmente nas economias em desenvolvimento.

Uma das questões que tem sido mais recentemente discutidas a partir do trabalho de Rodrik (2008) é o papel do desalinhamento cambial para o crescimento econômico, e as evidências indicam que economias com câmbio mais depreciado (apreciado) tendem a crescer mais (menos) ao longo do tempo. Outros trabalhos corroboram tais evidências, tais como Vieira e MacDonald (2012).

Vieira e Damasceno (2016) têm por objetivo investigar a importância do desalinhamento cambial e da volatilidade cambial para o crescimento da economia brasileira no período de 1995 a 2011. Os autores utilizam modelos do tipo MQO e GMM para o crescimento econômico, além de estimar modelos do tipo ARCH/GARCH para o cálculo da volatilidade cambial.

Os principais resultados encontrados por Vieira e Damasceno (2016) indicam que: i) o desalinhamento cambial é relevante para explicar o crescimento econômico da economia brasileira, e subvalorização cambial (sobrevalorização cambial) estimula (desestimula) o crescimento econômico; ii) a volatilidade cambial é relevante para explicar o crescimento econômico da economia brasileira, e maior (menor) volatilidade cambial desestimula (estimula) o crescimento econômico; iii) mudança na taxa de investimento e a taxa de crescimento das exportações têm coeficientes estimados positivos no modelo de crescimento.

De Souza e Veríssimo (2021) buscam analisar se a volatilidade da taxa de câmbio real e a qualidade das instituições, juntamente com outras variáveis condicionantes da especialização produtiva, podem afetar o nível de complexidade econômica de um país exportador de produtos primários e baseados em recursos naturais. A metodologia adotada é um painel de cointegração através do Pooled Mean Group (PMG), e a medida de volatilidade da taxa de câmbio real foi feita via ARCH/GARCH, proporcionando dados para os 54 países da amostra entre 1995 e 2018. Os resultados indicaram que uma maior oscilação na taxa de câmbio real efetiva provoca distúrbios que dificultam mudanças estruturais em prol da sofisticação e diversificação da produção. Além disso, observou-se que a qualidade das instituições é um fator importante para a existência de uma maior complexidade econômica.

O objetivo principal do artigo de Fratzcher (2009) é analisar a heterogeneidade dos movimentos cambiais (volatilidade) em todo o mundo, identificando os principais fatores que influenciam esses movimentos e os canais utilizados para afetar os mercados durante a crise. Utilizando um modelo simples e estilizado, Fratzcher (2009) controla variáveis macroeconômicas para simular a atuação de governos e bancos centrais no controle de saídas de capitais.

Os resultados empíricos revelam que países com grandes passivos em relação aos Estados Unidos, nos quais investidores americanos detinham grandes volumes de investimento, experimentaram desvalorizações maciças. Além disso, a quantidade de reservas em dólares que esses países possuíam também foi um fator importante na explicação dos movimentos cambiais. Países com reservas abaixo da média observaram desvalorizações de 23%, enquanto aqueles com reservas acima da média sofreram desvalorizações de apenas 7% (Fratzcher, 2009).

Além disso, Fratzcher (2009) observa ainda que choques macroeconômicos negativos (crise) não resultaram em efeitos negativos na taxa de câmbio. Pelo contrário, durante o período destes choques, houve uma valorização do dólar americano em relação a outras moedas. O autor argumenta que esses choques na economia dos EUA têm efeitos ampliados em outros países com maior exposição à economia americana, ou seja, com déficits elevados em conta corrente e reservas baixas em uma economia globalizada.

Por fim, o artigo de Coudert, Couharde e Mignon (2011) busca entender se há uma maior volatilidade na taxa de câmbio durante a crise de 2008/09 e se esse padrão é consistente com crises anteriores. O objetivo principal é investigar as conexões entre os mercados cambiais nos países em desenvolvimento e as tensões no mercado financeiro

global. A hipótese central testada é que as turbulências nos mercados globais afetam de forma significativa a taxa de câmbio nos países em desenvolvimento.

A metodologia utilizada por Coudert, Couharde e Mignon (2011) para testar essa hipótese é a Regressão de Transição Suave (STR) e um teste de não linearidade aplicado a uma amostra de 21 países emergentes entre janeiro de 1994 e setembro de 2009. Os resultados do estudo indicam que períodos de crise financeira nas principais economias mundiais resultam em um relaxamento significativo das políticas cambiais nos países emergentes. Esse relaxamento tende a persistir mesmo após o término da crise, o que, combinado com o crescente endividamento externo dos Estados Unidos, levanta questionamentos de longo prazo sobre o dólar como âncora fundamental.

Finalizando a seção do referencial teórico, o Quadro 1 apresenta de forma sintetizada as principais informações sobre os trabalhos discutidos no corpo do texto desta dissertação.

Quadro 1 - Síntese dos Resultados Empíricos

Autores	Dados e amostra	Objeto de Análise	Modelo	Resultados
Hidalgo e Hausmann (2009)	1962-2000 (128 países)	Analisar o papel do crescimento e do desenvolvimento econômico para a complexidade econômica.	Análise de redes bipartidas é o Método das Reflexões sobre os dados comerciais	A complexidade está correlacionada com a renda e que divergências podem estar correlacionadas com o crescimento futuro.
Fratzscher (2009)	2007-2009 (57 países)	Movimentos da taxa de câmbio nos períodos de crise financeira.	Painel	Apreciação cambial do Dólar frente às demais moedas estrangeiras durante a crise financeira de 2007-2008.
Bresser-Pereira, Oreiro, D'agostini e Gala (2020)	1998 a 2017 (1 país)	Analisar a desindustrialização brasileira	Modelos de Equações Simultâneas	É essencial adotar uma política macroeconômica com meta para a taxa de câmbio real, além de implementar políticas industriais que aumentem a complexidade econômica do Brasil, reduzindo assim o valor de equilíbrio do câmbio real.
Oreiro, D'agostini e Gala (2020)	1995 – 2017 (51 países)	Discutir o chamado link perdido entre complexidade econômica e a participação do setor manufatureiro brasileiro	Painel	Quanto mais recursos um país possui, menos suscetível ele se torna a taxas de câmbio subvalorizadas para ser competitivo.
Paulo Gala (2020)	1995 – 2016 (34 países)	Se existe evidências de que existe uma alta correlação entre o nível de complexidade e renda per capita	Painel	A necessidade de um maior foco em aumentar a complexidade de forma direta, como por exemplo, estabelecendo políticas tecnológicas e de inovação e políticas industriais voltadas ao desenvolvimento econômico.
Camargo e Gala (2017)	1965 – 2013 (122 países)	Verificar se a Doença Holandesa pode ser formalmente observável como baixa complexidade econômica.	GMM <i>system</i>	Foi possível verificar uma relação negativa entre maiores níveis de concentração de exportações em recursos naturais e maior sofisticação produtiva.
Gabriel e Missio (2019)	1990 – 2011 (118 países)	Analisar teórico e empiricamente as relações entre a taxa de câmbio real (RER) e a complexidade econômica em uma estrutura Keynesiana Estruturalista para as regiões Norte (países desenvolvidos) e Sul (países em desenvolvimento).	Painel	Uma taxa de câmbio (RER) muito sobrevalorizada tende a gerar efeitos danosos a indústria interna o que pode levar a perda de especialização produtiva, isso é possível verificar de forma mais clara quando são analisados os impactos nas economias sul globais.

Rodrik (2008)	1950 – 2004 (184 países)	Investigar o impacto do crescimento econômico sobre o câmbio	Painel	O crescimento econômico é mais vezes visto em países com câmbio subvalorizado e o efeito é bem similar entre eles.
Vieira e MacDonald (2016)	2000-2011 (106 países)	Relação entre volatilidade cambial e exportações.	GMM <i>system</i>	A volatilidade da taxa de câmbio impacta negativamente o volume das exportações de países exportadores de petróleo.
Vieira e Damasceno (2016)	1995 – 2011 (1 país)	Investigar a importância do desalinhamento cambial e da volatilidade cambial para o crescimento da economia brasileira.	MQO e GMM	O desalinhamento e a volatilidade cambial afetam o crescimento econômico através da sobrevalorização.
De Souza e Veríssimo (2021)	1995 – 2018 (54 países)	Analisar se a volatilidade da taxa de câmbio real e a qualidade das instituições, juntamente com outras variáveis condicionantes da especialização produtiva, podem afetar o nível de complexidade econômica.	Pooled Mean Group (PMG)	Uma maior oscilação na taxa de câmbio real efetiva provoca distúrbios que dificultam mudanças estruturais em prol da sofisticação e diversificação da produção.
Coudert, Couharde e Mignon (2011)	1994 – 2009 (21 países)	Entender se há uma maior volatilidade na taxa de câmbio durante a crise de 2008/09 e se esse padrão é consistente com crises anteriores	Regressão de Transição Suave (STR)	Períodos de crise financeira nas principais economias mundiais resultam em um relaxamento significativo das políticas cambiais nos países emergentes.

Fonte: Elaboração própria

2 DESCRIÇÃO DE VARIÁVEIS, METODOLOGIA E MODELOS

A estimação dos modelos do tipo ARCH-GARCH (autoregressivos condicionados à presença de Heterocedasticidade) para a primeira diferença da taxa de câmbio (em log) é a parte inicial empírica pois é esta estimação que fornecerá a medida de uma das variáveis dependente (volatilidade cambial) a ser utilizada nos dois modelos a serem estimados ARDL e GMM para os *BRICS*. A estimação dos modelos ARCH-GARCH será feita com dados mensais para a taxa de câmbio real efetiva (Jan 1995 a Dez 2021) obtida no Bank of International Settlements (BIS) para calcular a volatilidade cambial. Na sequência será calculada a média anual para que se possam estimar os modelos ARDL e GMM com dados anuais de 1995 a 2021, levando em consideração as demais variáveis explicativas.

2.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

O período proposto para análise compreende os anos entre janeiro de 1995 até dezembro de 2021 com frequência anual, devido a disponibilidade de dados. As variáveis que comporão os modelos econométricos estão descritas no quadro 1 com suas informações pertinentes como unidade e fonte.

Quadro 2 - Variáveis: Descrição, Nomenclatura, Unidade de Medida e Fonte

Variável	Nomenclatura	Descrição	Unidade	Fonte
Índice de complexidade econômica	ICE	Índice de Complexidade Econômica	Índice -2,5 até 2,5	Growth lab Harvard University
Volatilidade da Taxa de Câmbio real efetiva	VOLAT	Volatilidade da Taxa de Câmbio	Cálculo da Variância Condicional – Modelos ARCH-GARCH	BIS
Taxa de Câmbio real efetiva	TXCAMBIO	Câmbio real efetivo	Índice 2010 = 100 Aumento (diminuição) = apreciação (depreciação)	BIS
Desalinhamento Cambial	DESAL	Desalinhamento real efetiva	Obtido a partir da Estimação de um Modelo de Taxa de Câmbio corrigido pelo Filtro HP	BIS
Reservas internacionais	RESER	Reservas Internacionais em relação ao PIB	%	Trading Economics
Diferencial do PIB per capita	DIFPIB	PIB real per capita em relação aos EUA	%	World Development Indicators
Diferencial da Taxa de Juros	DIFJUROS	Taxa básica de juros referente a média dos juros no período em comparação a taxa de juros dos EUA	%	World Development Indicators
Diferencial de inflação em relação aos EUA	DIFINF	Diferencial de Inflação em relação aos EUA	%	Global Economic Monitor

Fonte: Elaboração própria

A volatilidade da taxa de câmbio real efetiva será obtida por meio das estimações dos modelos ARCH-GARCH. A taxa de câmbio real efetiva estará em log, segundo a classificação do BIS um valor mais elevado indica apreciação cambial e um valor mais baixo, depreciação. Para o cálculo do desalinhamento foi feita uma modelagem de submeter a taxa de câmbio real efetiva ao Filtro Hodrick–Prescott a fim de obter o desalinhamento através do componente cíclico do filtro.

A variável índice de complexidade econômica idealizado por Hidalgo e Hausman (2009) basicamente mede a diversificação e a sofisticação da estrutura produtiva de um país e é a variável que observamos com maior afinco, pois nosso principal objetivo é analisar seu impacto sobre as variáveis dependentes (volatilidade e taxa de desalinhamento). A variável reservas internacionais em relação PIB foi incluída visando verificar se níveis mais elevados de reservas estão associados a maior apreciação da taxa de câmbio. Espera-se que grandes quantidades de reservas externas possam ser utilizadas para reduzir a volatilidade cambial bem como grandes desalinhamentos da taxa de câmbio causadas por apreciações ou depreciações significativas.

A inclusão da variável diferencial do PIB per capita em relação aos Estados Unidos visa capturar o efeito Balassa-Samuelson (para o modelo de volatilidade cambial) que argumenta que países com maior (menor) renda per capita relativa enfrentam apreciação (depreciação) da taxa de câmbio real efetiva. O diferencial de inflação em relação aos EUA será incluído no modelo para capturar o efeito da variação dos preços sobre a apreciação/depreciação da taxa de câmbio real efetiva. O diferencial da taxa de juros em relação aos EUA faz parte do modelo pois é uma variável importante em modelos econométricos que reflete diferenças nas políticas monetárias, atratividade para investidores, impacto sobre a atividade econômica e estabilização da taxa de câmbio, fornecendo insights valiosos sobre a dinâmica econômica entre diferentes países.

A justificativa para a utilização de modelos do tipo ARDL na estimação da equação da volatilidade da taxa de câmbio e no desalinhamento ocorre em função de algumas vantagens em relação aos testes de cointegração mais tradicionais (Vetor de Correção de Erros) e os modelos de Vetores Autorregressivos (VAR), dentre as quais destacam-se o tratamento de variáveis com diferentes ordens de integração, a maior eficiência para captar relações de longo prazo em amostras pequenas de dados e a determinação de um nível ótimo de defasagens para cada uma das variáveis do modelo ARDL por intermédio de um critério de seleção previamente escolhido (Pesaran et al., 2001).

2.2 METODOLOGIA E MODELOS ESTIMADOS

A metodologia ARDL consiste na verificação da existência de vetores de cointegração, isto é, de relações de longo prazo entre um conjunto de variáveis. Confirmada esta relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazos, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Para isso, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), podendo ser especificado como se segue, considerando neste exemplo uma variável dependente y e uma variável explicativa x :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Δ indica primeira diferença; α_1 e α_2 são a constante e o coeficiente de tendência; δ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de longo prazo; ϕ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de curto prazo; ε_t é o termo de erro.

O teste de cointegração desenvolvido por Pesaran et al. (2001) é um teste Wald (teste-F) para a verificação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo do modelo. Para isso, os autores fornecem uma banda de valores críticos, onde o nível inferior é calculado com a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são estacionárias e a banda superior com a hipótese de que todas as variáveis são $I(1)$. Os modelos podem contar com a utilização (ou não) de intercepto e tendência.

Definida a banda de valores críticos, a estatística-F do teste Wald é comparada com ela. A hipótese nula é de não existência de vetores de cointegração, e a hipótese alternativa é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. Dessa forma, se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, a hipótese nula não é rejeitada. Se a estatística-F for maior que a banda superior de valores críticos, a hipótese nula é rejeitada, indicando a existência de cointegração entre as variáveis. Por fim, se a estatística-F ficar dentro do intervalo de valores críticos, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis para prosseguir a análise.

A escolha dessa metodologia econométrica se deve à capacidade que os modelos ARDL possuem em manter informações importantes em relação ao curto e longo prazo. Ademais, qualquer desequilíbrio de curto prazo é interpretado como um

mecanismo de ajuste para o equilíbrio de longo prazo. Esses ajustes são realizados por meio do Formulário de Correção de Erros (ECM).

Neste trabalho serão utilizados os modelos ARDL para analisar a volatilidade da taxa de câmbio real efetivo, sob a seguinte equação:

Variável dependente: Volatilidade da Taxa de Câmbio Real Efetiva.

$$\begin{aligned} \Delta VOLAT_t = & \alpha_0 + \alpha_1 ICE_{t-1} + \alpha_2 VOLAT_{t-1} + \alpha_3 RESER_{t-1} + \alpha_4 DIFPIB_{t-1} + \\ & \alpha_5 DIFJUROS_{t-1} + \alpha_6 DIFINF_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 \Delta ICE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_2 \Delta VOLAT_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^m \theta_3 \Delta RESER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_4 \Delta DIFPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_5 \Delta DIFJUROS_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^r \theta_6 \Delta DIFINF_{t-i} \end{aligned} \quad (2)$$

Para analisar a taxa de desalinhamento serão utilizados modelos ARDL, sob a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \Delta DESAL = & \alpha_0 + \alpha_1 ICE_{t-1} + \alpha_2 DESAL_{t-1} + \alpha_3 RESER_{t-1} + \alpha_4 DIFPIB_{t-1} + \\ & \alpha_5 DIFJUROS_{t-1} + \alpha_6 DIFINF_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_1 \Delta ICE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_2 \Delta DESAL_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^m \theta_3 \Delta RESER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_4 \Delta DIFPIB_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_5 \Delta DIFJUROS_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^r \theta_6 \Delta DIFINF_{t-i} \end{aligned} \quad (3)$$

O detalhamento das estimações por GMM para séries de tempo dentre outros está associado ao trabalho de Wooldridge (2001) segundo o qual uma das razões para se utilizar o Método dos Momentos Generalizado (GMM) é que enquanto as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) frequentemente possuem problemas de autocorrelação serial, heterocedasticidade e não linearidade, o que é considerado comum nas séries de tempo macroeconômicas, o método GMM fornece estimadores consistentes para a análise de regressão.

Cragg (1983) e Hansen (1982) ao analisar a técnica de estimação por GMM destacam que a análise das restrições sobreidentificadoras tem papel importante na seleção das variáveis instrumentais para se melhorar a eficiência dos estimadores, e neste sentido um teste J é utilizado com o objetivo de testar as propriedades para a validade das restrições sobreidentificadoras (validade do conjunto de instrumentos). O

autor destaca que os coeficientes estimados por GMM são consistentes apenas se as variáveis instrumentais utilizadas na análise forem exógenas.

Os modelos ARDL e GMM serão estimados a partir de um modelo *baseline* (modelo 1) que contém as seguintes variáveis: VOLAT ou DESAL (variáveis dependentes), ICE, DIFJUROS, RESER e DIFPIB. Em um segundo momento (modelo 2) serão estimados os mesmos modelos retirando DIFJUROS e incluindo DIFINF (modelo 2). Tal estratégia será adotada para que os modelos sejam mais parcimoniosos e no caso dos modelos ARDL isso permitirá incluir um maior número de defasagens o que é algo desejável, e a estratégia vale para as duas metodologias econométricas (ARDL e GMM) para que os resultados dos parâmetros de longo prazo dos ARDL estimados possam ser comparados com os do GMM.

3 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Primeiro passo a ser analisado são as estatísticas descritivas das variáveis para cada país de análise, apresentando seus respectivos valores médios, máximos, mínimos e desvio padrão e, então, seguiremos para as estimações e resultados obtidos.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das variáveis

BRASIL							
	DESAL	DIFINF	DIFPIB	DIFTJUROS	ECI	RESER	VOLAT
Média	-0.977	3.928	-85.196	36.082	0.416	67.412	-0.028
Mediana	1.778	3.479	-85.569	32.265	0.385	64.700	-0.017
Máximo	23.193	12.444	-83.195	70.466	0.853	96.000	0.200
Mínimo	-23.280	0.788	-86.287	16.287	-0.160	33.100	-0.416
Desvio Padrão	13.097	2.700	1.078	13.335	0.266	14.153	0.130
CHINA							
	DESAL	DIFINF	DIFPIB	DIFTJUROS	ECI	RESER	VOLAT
Média	0.370	0.466	-90.395	-0.672	0.903	35.603	-0.004
Mediana	-0.508	0.448	-91.226	-0.520	0.974	29.200	-0.004
Máximo	11.172	13.985	-82.111	7.204	1.378	71.900	0.091
Mínimo	-8.148	-3.716	-96.355	-8.006	0.318	20.600	-0.090
Desvio Padrão	5.223	3.403	4.845	3.157	0.377	15.330	0.047
ÍNDIA							
	DESAL	DIFINF	DIFPIB	DIFTJUROS	ECI	RESER	VOLAT
Média	-0.138	4.373	-97.796	1.859	0.267	74.248	0.004
Mediana	0.375	3.686	-97.974	1.941	0.238	71.300	0.006
Máximo	6.020	11.678	-96.829	5.245	0.536	88.400	0.071
Mínimo	-6.817	0.433	-98.518	-3.994	0.014	67.100	-0.103
Desvio Padrão	3.276	3.318	0.615	2.322	0.112	6.729	0.044
RÚSSIA							
	DESAL	DIFINF	DIFPIB	DIFTJUROS	ECI	RESER	VOLAT
Média	-0.443	11.645	-85.273	-2.885	0.264	27.296	-0.008
Mediana	-0.756	6.442	-83.923	-3.040	0.186	14.900	0.019
Máximo	33.856	83.558	-82.493	12.466	0.765	135.200	0.172
Mínimo	-27.212	0.435	-90.096	-25.438	-0.123	7.400	-0.419
Desvio Padrão	12.356	16.220	2.496	8.885	0.277	29.931	0.128
ÁFRICA DO SUL							
	DESAL	DIFINF	DIFPIB	DIFTJUROS	ECI	RESER	VOLAT
Média	-0.588	2.929	-89.377	1.534	0.112	39.813	-0.011
Mediana	0.623	2.964	-89.365	1.602	0.121	37.650	0.012
Máximo	13.067	7.908	-88.488	5.941	0.368	68.900	0.129
Mínimo	-24.237	-3.369	-90.501	-1.943	-0.150	24.000	-0.295
Desvio Padrão	9.413	2.675	0.649	1.688	0.150	12.877	0.106

Fonte: Elaboração própria a partir do Software Eviews 12.

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas para os cinco países dos BRICS. Observa-se que a China apresenta maior estabilidade, com baixa volatilidade (-0.004) e o melhor indicador econômico de complexidade (ECI: 0.903), embora tenha reservas moderadas em relação ao PIB (35.603%). A Índia destaca-se pelas reservas mais altas (74.248% do PIB), mas enfrenta instabilidade no diferencial das taxas de juros. A Rússia apresenta alta variabilidade nos dados, especialmente em desalinhamento e taxas de câmbio real efetivo, além de ter reservas mais baixas (27.296% do PIB), o que reflete maior instabilidade econômica. A África do Sul apresenta reservas médias (39.813% do PIB) e desempenho econômico modesto, com um ECI baixo (0.112). Os

dados gerais mostram diferenças de PIB per capita em relação EUA consistentemente negativas, sugerindo um baixo poder de compra para a população dos países supracitados se comparado com Estados Unidos, enquanto a inflação e as taxas de juros apresentam ampla dispersão entre os países.

Na sequência, a volatilidade da taxa de câmbio real efetiva (TCREF) é estimada por meio dos modelos ARCH-GARCH. As medidas de volatilidade da taxa de câmbio real efetiva são calculadas a partir da variação do log da taxa de câmbio real efetiva:

$$DLTCREF_t = \ln(TCREF)_t - \ln(TCREF)_{t-1}$$

Com base na expressão mencionada, estima-se um modelo autorregressivo, sendo implementado o teste de Engle para identificar a presença de ARCH (com a hipótese nula de ausência de ARCH). Em seguida, é estimado um modelo do tipo ARCH-GARCH para calcular a variância condicional, que é utilizada como medida de volatilidade da taxa de câmbio. Essa medida é obtida a partir dos dados mensais da taxa de câmbio real efetiva (em primeira diferença e em log) para os países do BRICS, no período de janeiro de 1994 a dezembro de 2021. Após o cálculo da volatilidade condicional mensal, cada série é convertida em dados anuais por meio da média dos doze meses correspondentes para cada país. Na Tabela 2, são apresentados os modelos selecionados, sendo que, para todos os países, o modelo escolhido foi AR (1) ARCH(1).

Tabela 2 - Volatilidade da Taxa de Câmbio Real Efetiva- Modelos ARCH-GARCH

Países	Modelo Selecionado
Brasil	AR (1) ARCH (1)
China	AR (1) ARCH (1)
Índia	AR (1) ARCH (1)
Rússia	AR (1) ARCH (1)
África do Sul	AR (1) ARCH (1)

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Outro passo importante antes de serem iniciadas as estimações, são alguns testes de raiz unitárias. Como é possível observar na Tabela 3 foram feitos três testes

de raiz unitária como o Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) os quais consistem na observação se as variáveis levantadas são estacionárias ou não estacionárias a sua hipótese nula é que a série possui raiz unitária, ou seja é não estacionária. Além disso, foi feito o teste raiz unitária Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) que possui uma abordagem inversa aos testes ADF e PP pois parte da hipótese nula de que a série é estacionária. Além disso, os testes de Raiz Unitárias são importantes para analisar qual a indicação da ordem de integração das variáveis do modelo.

Como é possível verificar nos resultados dos testes de raiz unitária algumas variáveis apresentam resultados inconclusivos e isso demonstra que utilizar a modelagem ARDL e os seus testes é apropriada.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária

		ADF	PP	KPSS	DEFINIÇÃO
DESAL	Brasil	-2.466	-2.619	0.074***	Não estacionária
	China	-2.852	-2.939	0.071***	Não estacionária
	Índia	-5.072***	-5.428***	0.500	Não estacionária
	Rússia	-3.113	-3.316*	0.102***	Não estacionária
	África do Sul	-4.036**	-3.109	0.109*	Estacionária
DIFPIB	Brasil	-2.318	-1.464	0.095***	Não estacionária
	China	-3.703**	-2.331	0.157**	Não estacionária
	Índia	-2.395	-1.959	0.152*	Não estacionária
	Rússia	-1.010	-1.587	0.123**	Não estacionária
	África do Sul	-4.258**	-0.542	0.126*	Não estacionária
ECI	Brasil	-5.778***	-7.754***	0.754***	Não estacionária
	China	-3.628***	-0.622	0.730**	Não estacionária
	Índia	-5.674***	-2.780	0.296	Estacionária
	Rússia	-6.449***	-2.946	0.547**	Não estacionária
	África do Sul	-3.807**	-3.237	0.080***	Estacionária
DIFINF	Brasil	-17.78***	-15.69***	-15.694*	Estacionária
	China	-2.857	-5.899***	0.105	Estacionária
	Índia	-2.716	-2.697	0.093***	Estacionária
	Rússia	-10.79***	-11.79***	0.168*	Não estacionária
	África do Sul	-3.852***	-6.816***	0.225	Não Estacionária
RESER	Brasil	-2.711	-2.915	-2.91***	Não estacionária
	China	5.111***	5.414***	0.701**	Não estacionária
	Índia	-1.105	-1.438	0.101***	Não estacionária
	Rússia	-2.273	-2.273	0.166**	Não estacionária
	África do Sul	-1.198	-1.147	0.175*	Não estacionária
DIFTJUROS	Brasil	-4.294**	-2.160	0.138**	Não estacionária
	China	-4.033***	-4.023**	0.088	Estacionária
	Índia	-3.010	-2.999	0.071	Não estacionária
	Rússia	-4.269**	-7.268***	0.122**	Não estacionária
	África do Sul	-5.022***	-4.764***	0.048***	Estacionária
VOLAT	Brasil	-4.544***	-4.567***	0.104***	Estacionária
	China	-3.268***	-3.111	0.102***	Não estacionária
	Índia	-6.107***	-12.71***	0.409**	Não estacionária
	Rússia	-4.554***	-4.915***	0.114***	Estacionária
	África do Sul	-4.484***	-4.842***	0.087***	Estacionária

Notas: Variáveis com *, ** e *** significam rejeição da hipótese nula em 10%, 5% e 1% respectivamente ADF e PP H0 - raiz unitária; KPSS: H0 – estacionariedade. Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária (ADF, PP e KPSS) para verificar a estacionalidade de variáveis econômicas nos países Brasil, China, Índia, Rússia e África do Sul. A variável de desalinhamento cambial (DESAL) foi considerada não estacionária em todos os países, exceto para a África do Sul. O

Diferencial do PIB em relação aos EUA (DIFPIB) apresentou não estacionalidade em todos os países analisados.

A complexidade econômica (ECI) mostrou-se estacionária no África do Sul e na Índia, enquanto foi classificada como não estacionária em Brasil, China e Rússia sugerindo maior instabilidade nesses países. O diferencial de Inflação em relação aos EUA (DIFINF) foi majoritariamente estacionária, exceto na África do Sul e Rússia, onde a variável foi considerada não estacionária, indicando flutuações persistentes nesse caso.

As reservas internacionais em relação ao PIB (RESER) foram não estacionárias em todos os países, evidenciando mudanças contínuas em seus níveis. O diferencial da taxa de juros (DIFTJUROS) apresentou estacionalidade na China e África do Sul, mas foi classificada como não estacionária no Brasil, Índia e Rússia, apontando diferenças nas dinâmicas monetárias dos países analisados. Por fim, a volatilidade (VOLAT) foi estacionária na maioria dos países, exceto na China e Índia, onde foi considerada não estacionária.

3.1 MODELOS ARDL

Após a realização dos testes de raiz unitária foram estimados os modelos ARDL (como é possível verificar na tabela 4), bem como seus testes de autocorrelação elaborados por Breusch-Godfrey (Teste LM) e estabilidade Cumulative Sum (CUSUM) e Cumulative Sum of Squares (CUSUMSQ). Além disso, foi realizado o Teste de Limite (ARDL Bounds Tests) para verificar a existência de uma relação de longo prazo (cointegração) entre variáveis em um modelo ARDL. Com isso são apresentados os valores críticos de Pesaran e Shin (2001), os quais possuem a hipótese nula de não existência de cointegração com o valor crítico utilizado como base sendo de 5% de significância.

Foram estimados dois modelos para o desalinhamento e volatilidade da taxa de câmbio real efetivo. No primeiro modelo a variável dependente é o desalinhamento e as variáveis independentes são DIFPIB, RESER, ECI e DIFTJUROS, e para o modelo 2 a variável depende continua sendo o desalinhamento com apenas a substituição da variável DIFTJUROS pela DIFINF. Assim como a variável desalinhamento o modelo 1, a estimação dos modelos de volatilidade possui as mesmas variáveis independentes

DIFLPIB, RESER, ECI e DIFTJUROS, sendo que o modelo 2 também faz a substituição de DIFTJUROS por DIFINF.

Tabela 4 - Modelos ARDL – Desalinhamento – Modelo 1

	Modelo (Defasagens)	Autocorr. LM Test	Teste de Estabilidade		Bounds Testing Approach		
		Coeffic. [Prob]	CUSUM	CUSUMsq	F- Stats	I(0) Bound (5%)	I(1) Bound (5%)
Brasil	ARDL (3,3,1,2,3)	7.561 [0.120]	Estável	Estável	19.907	2.26	3.48
China	ARDL (2,0,1,1,1)	0.026 [0.973]	Estável	Estável	3.397	2.26	3.48
Índia	ARDL (1,0,0,0,0)	1.265 [0.303]	Estável	Estável	5.194	2.26	3.48
Rússia	ARDL (2,1,1,1,1)	1.178 [0.341]	Estável	Estável	15.561	2.26	3.48
África do Sul	ARDL (2,0,0,0,0)	2.394 [0.105]	Estável	Estável	3.316	2.26	3.48

Nota: Valores de P entre parênteses. Teste de LM de autocorrelação: (H0 - sem autocorrelação).

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Portanto, é verificável na tabela 4 que o modelo que melhor se ajustou para aplicação da metodologia ARDL para o Brasil foi o (3,3,1,2,3), ou seja, com todas as variáveis até a 3 defasagem. O teste LM indicou que existem evidências para não rejeição da hipótese nula com 5% de significância, ou seja, é possível descartar que exista autocorrelação. Os testes Cusum e Cusum of squares indicam que o modelo apresenta estabilidade apesar de ficar próximo do intervalo inferior da banda preestabelecida no final do recorte adotado na série. Por fim, o Bounds test indicou que existe cointegração ao nível de 5% de significância.

Para a China Podemos verificar que o modelo que melhor se ajusta é o (2,0,1,1,1). O teste LM indicou que não existe autocorrelação serial dos resíduos ao nível de 5 % significância, portanto tanto a estatística F quanto o P-valor argumentam no sentido de não rejeição da hipótese nula. Os testes de estabilidade Cusum e Cusum of squares apresentou resultados dentro do intervalo de confiança indicando estabilidade no modelo. Os resultados do Teste Bounds indicam que há evidências de cointegração apesar de estar levemente abaixo do limite superior para 5% de significância, porém se for considerado 10% está superior no limite inferior e superior.

Observando os resultados da Índia podemos verificar que o modelo que melhor se ajustou foi para metodologia ARDL foi o (1,0,0,0,0). O Teste LM de Breusch-Godfrey indica que não podemos rejeitar a hipótese nula que consiste na não existência de autocorrelação ao nível de 5% de significância, portanto os resíduos não possuem autocorrelação em até 2 defasagens. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Por fim, o teste Bounds indicou que existe cointegração no modelo com 5 % de significância.

Analisando os resultados da Rússia verifica-se que o ajuste adequado para o modelo é o (2,1,1,1,1). Já o teste de autocorrelação serial aponta evidências para não presença de autocorrelação dos resíduos ao nível de 5% de significância. Os testes de estabilidade indicam que o modelo apresentou estabilidade. O Bounds test apresentou uma alta coitegração em 5% de significância.

Por fim, o último integrante dos BRICS, a África do Sul apresentou que sua versão mais indicada para estimação da metodologia ARDL foi a versão (2,0,0,0,0). O Teste LM para autocorrelação indica a não rejeição da hipótese nula, com isso não há evidências de que não existe autocorrelação nos resíduos. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Os resultados do Teste Bounds indicam que há evidenciais de coitegração apesar de estar levemente abaixo do limite superior para 5% de significância, mas se for considerado 10% está superior no limite inferior e superior.

Seguindo as análises citadas anteriormente, na Tabela 5 são apresentados os resultados das estimações via ARDL para o desalinhamento no seu modelo 2 o qual possui uma modificação em relação ao modelo Baseline descuido na tabela 5 que é a substituição da variável DIFTJUROS pela variável DIFINF.

Tabela 5 - Modelos ARDL – Desalinhamento – Modelo 2

	Modelo (Defasagens)	Autocorr. LM Test	Teste de Estabilidade		Bounds Testing Approach		
		Coeffic. [Prob]	CUSUM	CUSUMsq	F- Stats	I(0) Bound (5%)	I(1) Bound (5%)
Brasil	ARDL (1,1,0,2,2)	0.367 [0.699]	Estável	Estável	5.441	2.26	3.48
China	ARDL (2,0,1,1,0)	0.928 [0.415]	Estável	Estável	2.422	2.26	3.48
Índia	ARDL (1,2,0,1,0)	0.955 [0.405]	Estável	Estável	4.650	2.26	3.48
Rússia	ARDL (1,2,2,1,2)	2.153 [0.172]	Estável	Estável	4.191	2.26	3.48
África do Sul	ARDL (3,1,0,1,1)	1.172 [0.348]	Estável	Estável	8.795	2.26	3.48

Nota: Valores de P entre parênteses. Teste de LM de autocorrelação: (H0 - sem autocorrelação).

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Para o Brasil, na tabela 5 podemos observar que o modelo que melhor se ajusta foi o (1,1,0,2,2). O teste LM para autocorrelação apresenta resultado com a tendencia não de rejeição da hipótese argumentando no sentido de não presença de autocorrelação serial. Os testes de estabilidade apresentam que o modelo é estável para a versão definida. Já o Teste Bounds indica a presença de cointegração.

Para a China podemos verificar que o modelo que melhor se ajusta é o (2,0,1,1,0). O teste LM indicou que não existe autocorrelação serial dos resíduos ao nível de 5 % sindicância, apesar de apresentar um p-valor muito próximo da rejeição sendo necessário uma análise mais aprofundada sobre autocorrelação. Os testes de estabilidade Cusum e Cusum of squares apresentou resultados dentro do intervalo de confiança indicando estabilidade no modelo. O resultado do Teste Bounds indica resultado inconclusivo a 5% de significância, mas se for considerar 10% temos cointegração no modelo.

Observando os resultados da Índia podemos verificar que o modelo que melhor se ajustou foi para metodologia ARDL foi o (1,2,0,1,0). O Teste LM de Breusch-Godfrey indica que não podemos rejeitar a hipótese nula que consiste na não existência de autocorrelação ao nível de 5% de significância. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Por fim, o teste Bounds indicou que existe cointegração com 5 % de significância.

Analisando os resultados da Rússia verifica-se que o ajuste adequado considerando as defasagens ideais para o modelo é o (1,2,2,1,2). Já o teste de autocorrelação serial aponta evidências para não presença de autocorrelação dos resíduos ao nível de 5% de significância. Os testes de estabilidade indicam que o modelo apresentou estabilidade. O Bounds test apresentou uma alta coítegração em 5% de significância.

Por fim, o último integrante dos BRICS África do Sul apresentou que sua versão mais indicada para estimação da metodologia ARDL foi a versão (3,1,0,1,1). O Teste LM para autocorrelação indica a não rejeição da hipótese nula, com isso há evidências de que não existe autocorrelação nos resíduos. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Além disso, os resultados do Teste Bounds indicam que existe integração no modelo.

Ainda analisando a primeira parte dos resultados obtidos em relação as estimações para os BRICS temos a Tabela 5. Porém, nesse momento as análises migraram para o impacto das variáveis explicativas em relação a Volatilidade da taxa de câmbio real efetiva. Sendo assim, o modelo Baseline da volatilidade possui as mesmas variáveis explicativas que são DIFPIB, RESER, ECI e DIFTJUROS.

Tabela 6 - Modelo ARDL – Volatilidade – Modelo 1

	Modelo (Defasagens)	Autocorr LM Test	Teste de Estabilidade		Bounds Testing Approach		
		Coeffic. [Prob]	CUSUM	CUSUMsq	F- Stats	I(0) Bound (5%)	I(1) Bound (5%)
Brasil	ARDL (1,2,1,1,1)	1.848 [0.196]	Estável	Estável	9.172	2.26	3.48
China	ARDL (1,2,1,1,0)	0.530 [0.600]	Estável	Estável	7.850	2.26	3.48
Índia	ARDL (1,0,0,0,0)	2.453 [0.078]	Estável	Estável	6.706	2.26	3.48
Rússia	ARDL (1,1,0,0,0)	2.388 [0.133]	Estável	Estável	11.567	2.26	3.48
África do Sul	ARDL (2,0,1,0,1)	1.495 [0.255]	Estável	Estável	5.064	2.26	3.48

Nota: Valores de P entre parênteses. Teste de LM de autocorrelação: (H0 - sem autocorrelação).

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Na tabela 6 então podemos observar que para o Brasil o modelo que melhor se ajusta foi o (1,2,1,1,1). O teste LM para autocorrelação apresenta resultado com a tendência não de rejeição da hipótese argumentando no sentido de não presença de autocorrelação serial. Os testes de estabilidade apresentam que o modelo é estável para a versão definida. Já o Teste Bounds apresenta evidências claras de coíntegração com o F-estatístico acima do valor de intervalo a 5 % de significância.

Para a China podemos verificar que o modelo que melhor se ajusta é o (1,2,1,1,0). O teste LM indicou que não existe autocorrelação serial dos resíduos ao nível de 5 % de significância. Os testes de estabilidade Cusum e Cusum of squares apresentaram resultados dentro do intervalo de confiança indicando estabilidade no modelo apesar de estarem próximos da banda inferior. O resultado do Teste Bounds é que há evidências de coíntegração para 5% de significância.

Observando os resultados da Índia podemos verificar que o modelo que melhor se ajustou foi para metodologia ARDL foi o (1,0,0,0,0). O Teste LM de Breusch-Godfrey indica que não podemos rejeitar a hipótese nula que consiste na não presença de autocorrelação ao nível de 5% de significância. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Por fim, o teste Bounds indicou um F-estatístico maior que o valor limite em primeira diferença, portanto apresentando um resultado de coíntegração ao nível de 5 % de significância.

Analisando os resultados da Rússia verifica-se que o ajuste adequado considerando as defasagens para o modelo é o (1,1,0,0,0). Já o teste de autocorrelação serial aponta evidências para não presença de autocorrelação dos resíduos ao nível de 5% de significância. Os testes de estabilidade indicam que o modelo apresentou estabilidade. O Bounds test apresentou uma coíntegração em 5% de significância.

Por fim, a África do Sul apresentou que sua versão mais indicada para estimação da metodologia ARDL foi a versão (2,0,1,0,1). O Teste LM para autocorrelação indica a não rejeição da hipótese nula, com isso há evidências de que não existe autocorrelação nos resíduos. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Além disso, os resultados do Teste Bounds indicam que existe coíntegração.

Na tabela 5 são apresentados os resultados do modelo 2 para a Volatilidade da taxa de câmbio real efetiva com a substituição da variável DIFTJUROS pela DIFINF em relação ao modelo baseline.

Tabela 7 - Modelo ARDL – Volatilidade – Modelo 2

	Modelo (Defasagens)	Autocorr. LM Test	Teste de Estabilidade		Bounds Testing Approach		
		Coeffic. [Prob]	CUSUM	CUSUMsq	F- Stats	I(0) Bound (5%)	I(1) Bound (5%)
Brasil	ARDL (2,3,0,2,1)	1.843 [0.204]	Estável	Estável	5.351	2.26	3.48
China	ARDL (1,2,1,1,0)	1.432 [0.269]	Estável	Estável	3.427	2.26	3.48
Índia	ARDL (1,0,0,0,0)	2.488 [0.093]	Estável	Estável	7.323	2.26	3.48
Rússia	ARDL (1,1,0,0,0)	0.873 [0.435]	Estável	Estável	21.37 0	2.26	3.48
África do Sul	ARDL (2,0,1,0,1)	0.231 [0.797]	Estável	Estável	12.59 6	2.26	3.48

Nota: Valores de P entre parênteses. Teste de LM de autocorrelação: (H0 - sem autocorrelação).

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Para o Brasil, na tabela 7 podemos observar que o modelo mais indicado para o país foi o (2,3,0,2,1). O teste LM para autocorrelação apresenta resultado com a tendência não de rejeição da hipótese argumentando no sentido de não presença de autocorrelação serial. Os testes de estabilidade apresentam que o modelo é estável para a versão definida. Já o Teste Bounds apresenta coíntegração o F-estatístico acima do valor de intervalo a 5 % de significância.

Para a China podemos verificar que o modelo que melhor se ajusta é o (1,2,1,1,0). O teste LM indicou que não existe autocorrelação serial dos resíduos ao nível de 5 % de significância. Os testes de estabilidade Cusum e Cusum of squares apresentou resultados dentro do intervalo de confiança indicando estabilidade no modelo. O resultado do Teste Bounds ficou entre o limite inferior e o superior, porém ao nível de 10% há evidências de coíntegração.

Observando os resultados da Índia podemos verificar que o modelo que melhor se ajustou foi para metodologia ARDL foi o (1,0,0,0,0). O Teste LM de Breusch-Godfrey indica que não podemos rejeitar a hipótese nula que consiste na não existência de autocorrelação ao nível de 5% de significância. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Por fim, o teste Bounds indicou que existe coíntegração diferença no modelo com 5 % de significância.

Analisando os resultados da Rússia verifica-se que o ajuste adequado considerando as defasagens (lags) ideais para o modelo é o (1,1,0,0,0). Já o teste de autocorrelação serial aponta evidências para não presença de autocorrelação dos resíduos ao nível de 5% de significância. Os testes de estabilidade indicam que o modelo apresentou estabilidade. O Bounds test apresentou uma alta coítegração em nível e em primeira diferença em 5% de significância.

Por fim, o último integrante dos BRICS África do Sul apresentou que sua versão mais indicada para estimação da metodologia ARDL foi a versão (2,0,1,0,1). O Teste LM para autocorrelação indica a não rejeição da hipótese nula, com isso há evidências de que não existe autocorrelação nos resíduos. Os testes Cusum e Cusum of squares apresentam resultados estáveis. Além disso, os resultados do Teste Bounds indicam que existe integração no modelo tanto em nível quanto em primeira diferença.

Na sequência são analisadas as dinâmicas de longo prazo para os modelos ARDL estimados. Optamos por iniciar essa secção a partir da análise dos coeficientes resultantes das estimações.

Tabela 8 - Coeficientes de longo prazo – Desalinhamento Modelo 1

Países	Brasil	China	Índia	Rússia	África do Sul
Modelo (Lags)	ARDL (3,3,1,2,3)	ARDL (2,0,1,1,1)	ARDL (1,0,0,0,0)	ARDL (2,1,1,1,1)	ARDL (2,0,0,0,0)
DIFPIB [Prob]	-1.568*** (0.000)	-0.049 (0.587)	0.043 (0.487)	0.021 (0.281)	-0.044 (0.774)
ECI [Prob]	-85.778** (0.012)	1.659 (0.868)	5.269 (0.171)	-24.894 (0.389)	-16.864 (0.473)
RESER [Prob]	-1.476*** (0.004)	0.083 (0.745)	0.051 (0.507)	0.002 (0.980)	-0.132 (0.631)
DIFJUROS [Prob]	0.219 (0.622)	-0.388 (0.791)	-0.612** (0.048)	-0.428 (0.224)	1.882 (0.327)

Nota: *, ** e *** indica significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

A Tabela 8 apresenta os coeficientes de longo prazo obtidos via ARDL para o Desalinhamento modelo baseline, com diferentes configurações de lags, para avaliar o impacto dessas variáveis explicativas analisadas. Com isso, as variáveis capazes de explicar o Desalinhamento para o Brasil foram DIFPIB, ECI e RESER sendo assim significativas e com um impacto real na dinâmica de longo prazo. Além disso, vale ressaltar que essas variáveis apresentam sinais negativos, sinal esperado de acordo com

a literatura tradicional citada anteriormente para ECI e RESER, mas não esperado para o DIFPIB. Com isso, temos que as variáveis indicam que um acréscimo delas reduz o desalinhamento.

Assim, também é possível observar significância e impacto real no coeficiente DIFJUROS para a Índia que afeta negativamente o desalinhamento. Os demais coeficientes dos países analisados não obtiveram significância estatística.

Tabela 9 - Coeficientes de longo prazo – Desalinhamento Modelo 2

Países	Brasil	China	Índia	Rússia	África do Sul
Modelo (Lags)	ARDL (1,1,0,2,2)	ARDL (2,0,1,1,0)	ARDL (1,2,0,1,0)	ARDL (1,2,2,1,2)	ARDL (3,1,0,1,1)
DIFPIB [Prob]	-1.048*** (0.000)	-0.058 (0.392)	0.122 (0.340)	-0.059 (0.270)	-0.515*** (0.000)
ECI [Prob]	-54.29*** (0.000)	0.392 (0.970)	-2.578 (0.785)	-25.546 (0.031)	-54.08*** (0.000)
DIFINF [Prob]	-1.102 (0.180)	0.564 (0.671)	-0.202 (0.471)	-0.173 (0.682)	-2.072** (0.014)
RESER [Prob]	-0.869*** (0.000)	0.019 (0.941)	0.156 (0.301)	-0.274 (0.364)	-0.865*** (0.009)

Nota: *, ** e *** indica significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Na Tabela 9 são apresenta os coeficientes de longo prazo obtidos via ARDL para o Desalinhamento modelo 2 (onde o DIFJUROS é substituído DIFINF), com diferentes configurações de lags, para avaliar o impacto dessas variáveis explicativas analisadas. Com isso, assim como no Modelo 1 as variáveis capazes de explicar o Desalinhamento para o Brasil foram DIFPIB, ECI e RESER sendo assim significativas e com um impacto real na dinâmica de longo prazo. Ademais, vale ressaltar que essas variáveis apresentam sinais negativos, sinal esperado de acordo com a literatura citada anteriormente para ECI e RESER, mas não esperado para o DIFPIB. Portanto, temos que as variáveis indicam que um acréscimo delas reduz o desalinhamento.

Além disso, no modelo 2 para o Desalinhamento também é possível observar significância e impacto nos coeficientes DIFPIB, DIFINF, ECI e RESER para a África do Sul, com todas essas variáveis afetando negativamente o desalinhamento. Ressaltando a importância do ECI para a diminuição do desalinhamento da taxa de câmbio real efetiva. Os demais coeficientes dos países analisados não obtiveram significância estatística.

Na sequência são analisados os coeficientes resultantes para VOLAT como visto na Tabela 10, onde são apresentados os coeficientes de longo prazo obtidos via ARDL para a Volatilidade modelo baseline, com diferentes configurações de lags, para avaliar o impacto dessas variáveis explicativas analisadas.

Tabela 10 - Coeficientes de longo prazo – Volatilidade Modelo 1

Países	Brasil	China	Índia	Rússia	África do Sul
Modelo (Lags)	ARDL (1,2,1,1,1)	ARDL (1,2,1,1,0)	ARDL (1,0,0,0,0)	ARDL (1,1,0,0,0)	ARDL (2,0,1,0,1)
DIFPIB [Prob]	-0.0007 (0.777)	-0.089*** (0.002)	0.0001 (0.878)	-0.0002 (0.720)	-0.0007 (0.590)
ECI [Prob]	0.089 (0.629)	0.605*** (0.005)	0.029 (0.763)	-0.052 (0.667)	-0.087 (0.701)
RESER [Prob]	0.0005 (0.825)	0.011*** (0.003)	0.0001 (0.905)	-0.002 (0.443)	-0.0005 (0.822)
DIFJUROS [Prob]	-0.002 (0.396)	0.012** (0.022)	-0.001 (0.704)	0.006 (0.342)	-0.032** (0.032)

Nota: *, ** e *** indica significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Com isso, para a China as variáveis capazes de explicar a Volatilidade com um impacto real na dinâmica de longo prazo são DIFPIB (com sinal negativo), ECI, RESER e DIFJUROS com sinais positivo (sinal não esperado de acordo com a literatura citada anteriormente). Portanto, em resumo temos que um aumento do DIFPIB gera uma redução da volatilidade e um aumento das variáveis ECI, RESER e DIFJUROS geram um aumento da volatilidade cambial.

Assim, também é possível observar significância e impacto no coeficiente DIFJUROS para a África do Sul que afeta negativamente o desalinhamento. Os demais coeficientes dos países analisados não obtiveram significância estatística.

Tabela 11 - Coeficientes de longo prazo – Volatilidade Modelo 2

Países	Brasil	China	Índia	Rússia	África do Sul
Modelo (Lags)	ARDL (2,3,0,2,1)	ARDL (1,2,1,1,0)	ARDL (1,0,0,0,0)	ARDL (1,1,0,0,0)	ARDL (2,0,1,0,1)
DIFPIB [Prob]	-0.002 (0.600)	-0.0006 (0.462)	0.0006 (0.548)	-3.33E-05 (0.901)	0.001 (0.142)
ECI [Prob]	-0.367 (0.278)	-0.0009 (0.994)	0.095 (0.349)	0.144 (0.122)	0.239 (0.134)
DIFINF [Prob]	0.050 (0.226)	-0.010 (0.229)	0.004 (0.149)	-0.006*** (0.000)	-0.012 (0.423)
RESER [Prob]	-0.003 (0.525)	-0.003 (0.385)	0.0003 (0.822)	7.73E-05 (0.940)	0.003* (0.090)

Nota: *, ** e *** indica significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaboração Própria a partir do Software Eviews 12.

Para o segundo modelo da Volatilidade quando DIFINF substitui DIFJUROS é possível observar na Tabela 11 que os coeficientes de longo prazo obtidos via ARDL para a VOLAT que possuem significância estatística são a própria DIFINF para a Rússia com sinal negativo e as reservas em relação ao PIB (RESER) para a África do Sul com sinal positivo ao contrário do que se observa normalmente na literatura.

Para os demais países os coeficientes de longo prazo das variáveis explicativas não apresentaram significância estatística nos intervalos de confiança estabelecidos na análise do presente trabalho.

Tabela 12 - Dinâmica de Curto Prazo – Desalinhamento Modelo 1

Países	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas
Brasil	-0.895 [0.005]	DESAL _{t-1} , t-2, DIFPIB _t , t-1; t-2, RESER _t , ECI _t , t-1 DIFJUROS _{t-1} , t-2
China	-0.339 [0.000]	DESAL _{t-1} , RESER _t , ECI _t , DIFJUROS _t
Índia	-1.005 [0.000]	DESAL _{t-1} ^{pos} , DESAL _{t-2} ^{neg} , DIFPIB _{t-2} , DIFJUROS _t
Rússia	-0.945 [0.000]	DESAL _{t-1} ; DIFPIB, RESER _t ; DIFJUROS _t
África do Sul	-0.754 [0.000]	DESAL _t , t-1

Nota: Todas as variáveis estão em primeira diferença.

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews 12.

A tabela 12 apresenta a dinâmica de curto prazo dos cinco países analisados, com base no modelo ARDL e no Mecanismo de Correção de Erros (ECM), além das variáveis significativas para cada economia.

No Brasil, o coeficiente do ECM (-1) foi de -0.895, indicando um ajuste relativamente rápido às discrepâncias de curto prazo, com significância estatística [$p=0,005$]. As variáveis significativas são o desalinhamento (DESAL) defasado em um e dois períodos, diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB) também na primeira e segunda defasagem, reservas internacionais (RESER) em relação ao Produto Interno Bruto contemporânea, índice de complexidade econômica (ECI) contemporânea e defasado em um período e o diferencial da taxa de juros (DIFJUROS).

Na China, o coeficiente ECM (-1) foi menor, -0.339 [$p=0,000$], sugerindo um ajuste mais lento às condições de curto prazo. As variáveis significativas incluem o desalinhamento (DESAL) com uma defasagem, além dos coeficientes ECI, RESER e DIFJUROS contemporâneos.

Para a Índia, o ajuste do ECM (-1) foi -1,005, com $p = 0,000$. A fim de tentar normalizar esse coeficiente, foram realizadas várias estimações com diferentes especificações, com e sem tendência e constante, visando solucionar esse problema. No entanto, isso não foi possível. Ainda assim, optou-se por apresentar os resultados na dinâmica de curto prazo para o país.

Na Rússia, o ECM (-1) foi de -0.945 [$p=0,000$], indicando uma velocidade de ajuste extremamente rápida. As variáveis relevantes incluem o desalinhamento defasado em $t-1$, com as demais variáveis significativas ECI, RESER e DIFJUROS contemporâneas.

Por fim, na África do Sul, o ECM (-1) foi de -0.754 [$p=0,000$], também sugerindo uma correção rápida. Apesar disso apenas o Desalinhamento defasado em um período se apresentou como significativo.

Esses resultados destacam diferenças marcantes no comportamento de curto prazo entre os países, evidenciando a importância das variáveis macroeconômicas defasadas e suas interações para a dinâmica de ajuste em cada economia.

Tabela 13 - Dinâmica de Curto Prazo – Desalinhamento Modelo 2 Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e Variáveis Significativas

Países	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas
Brasil	-0.810 [0.000]	DIFPIB _t ; ECI _{t, t-1} DIFINF _{t-1, t-2}
China	-0.371 [0.000]	DESAL _{t-1} ; RESER _t ; ECI _t
Índia	-0.923 [0.000]	DIFPIB _{t-2}
Rússia	-0.700 [0.000]	DIFPIB _{t, t-1} ; RESER _{t, t-1} ; DIFINF _t
África do Sul	-0.921 [0.0001]	DESAL _{t-1, t-2} ; DIFPIB _t ; ECI _t ; DIFINF _t

Nota: Todas as variáveis estão em primeira diferença.

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews 12.

Seguindo a análise, a Tabela 13 apresenta a dinâmica de curto prazo do Modelo 2 (modelo onde DIFJUROS é substituído DIFINF) para o Desalinhamento dos países quem compõe os BRICS, são destacadas as velocidades de ajuste às discrepâncias de curto prazo e as variáveis significativas para cada país.

No Brasil, o coeficiente do ECM (-1) foi de -0.810, indicando um ajuste relativamente rápido às discrepâncias de curto prazo, com significância estatística [p=0,000]. As variáveis significativas são o desalinhamento (DESAL) contemporâneo, Índice de complexidade econômica (ECI) contemporânea e em uma defasagem e por fim o diferencial de inflação em relação aos EUA (DIFINF) defasado em um e dois períodos.

Na China, o coeficiente ECM (-1) foi menor, -0.371 [p=0,000], sugerindo um ajuste um pouco mais lento às condições de curto prazo. As variáveis significativas incluem o desalinhamento (DESAL) com uma defasagem, além dos coeficientes ECI e RESER contemporâneos.

Para a Índia, o ajuste do ECM (-1) foi -0.923 com p=0,000, sugerindo uma correção rápida. Apesar disso, apenas a o DIFPIB defasado em dois períodos se apresentou como significativo.

Na Rússia, o ECM (-1) foi de -0.700 [p=0,000], indicando uma velocidade de ajuste razoavelmente rápido. As variáveis relevantes incluem o RESER e DIFPIB contemporâneos e defasados em t-1, além do coeficiente DIFINF em t.

Por fim, na África do Sul, o ECM (-1) foi de -0.921 [p=0,000], também sugerindo uma correção rápida. Com isso o Desalinhamento defasado até o segundo período apresentou significância assim como DIFPIB, DIFINF e ECI em valores correntes.

Tabela 14 - Dinâmica de Curto Prazo – Volatilidade Modelo 1 Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e Variáveis Significativas

Países	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas
Brasil	-0.951 [0.000]	DIFPIB _{t,t-1} ; RESER _t , ECI _t , DIFJUROS _t
China	-0.717 [0.000]	DIFPIB _{t,t-1,t-2} ; RESER _t
Índia	-1.136 [0.000]	DIFTJUROS _t
Rússia	-0.968 [0.000]	DIFPIB _t , RESER _{t,t-1} ; DIFJUROS _t
África do Sul	-1.006 [0.0001]	

Nota: Todas as variáveis estão em primeira diferença.

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews 12.

A análise das volatilidades apresentadas na Tabela 14 junto com o Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e as variáveis significativas na dinâmica de curso prazo. Antes de discutir os seus resultados é necessário citar que foram estimadas diferentes versões no que diz respeito a presença ou não da constante, tendência na especificação do modelo para corrigir as ocorrências de ECM acima de -1, porém nos casos da Índia e da África do Sul não foi possível. Mas, ainda assim foram apresentados seus resultados na dinâmica de curto prazo.

No Brasil, o ECM (-1) é de -0,951 [p=0,000], indicando uma correção rápida de quase toda a discrepância de curto prazo em cada período. As variáveis significativas são o diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB) na primeira e segunda defasagem, reservas internacionais (RESER), Índice de complexidade econômica (ECI) e o diferencial da taxa de juros (DIFJUROS) correntes.

Na China, o coeficiente ECM (-1) foi menor, -0.717 [p=0,000], sugerindo um ajuste razoavelmente rápido às condições de curto prazo. As variáveis significativas são DIFPIB em até 3 defasagens e RESER corrente.

Na Rússia, o ECM (-1) foi de -0.968 [p=0,000], indicando uma velocidade de ajuste extremamente rápida. As variáveis relevantes incluem DIFPIB, DIFJUROS e RESER.

Tabela 15 - Dinâmica de Curto Prazo Volatilidade Modelo 2 Mecanismo de Correção de Erros (ECM) e Variáveis Significativas

Países	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas
Brasil	-0.619 [0.000]	$VOLAT_{t-1}$; $DIFPIB_{t,t-2}$; $ECI_{t,t-1}$; $DIFINF_t$
China	-0.475 [0.0012]	$DIFPIB_{t,t-1}$; $RESER_t$; ECI_t
Índia	-1.163 [0.000]	
Rússia	-1.004 [0.00024]	$DIFPIB_t$
África do Sul	-0.907 [0.0001]	$VOLAT_{t-1}$; $RESER_t$; $DIFINF_t$

Nota: Todas as variáveis estão em primeira diferença.

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews 12.

A Tabela 15 explora a dinâmica de curto prazo a partir do ECM e dos coeficientes de curto prazo para o Modelo 2 da Volatilidade (quando substituímos DIFJUROS por DIFINF) em relação aos membros dos BRICS. Assim como no modelo baseline da Volatilidade é necessário citar que foram estimadas diferentes versões no que diz respeito a presença ou não da constante, tendência na especificação do modelo para corrigir as ocorrências de ECM acima de -1, porém nos casos da Índia e nesse momento da Rússia não foi possível. Mas, ainda assim foram apresentados seus resultados na dinâmica de curto prazo mesmo compreendendo sua limitação nesse sentido.

No Brasil, o ECM (-1) é de -0.619 [$p=0,000$], indicando uma correção um pouco mais devagar se comparada aos modelos anteriores para o país. As variáveis significativas são a Volatilidade na primeira defasagem, diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB) na segunda defasagem, o Índice de complexidade econômica (ECI) corrente e em primeira defasagem e o diferencial da Inflação (DIFJUROS) corrente.

Na China, o coeficiente ECM (-1) foi menor, -0.475 [$p=0,000$], sugerindo um ajuste um pouco mais lento às condições de curto prazo. As variáveis significativas são DIFPIB contemporâneo e em primeira diferença, além de ECI e RESER correntes.

Na África do Sul, o ECM (-1) foi de -0.907 [$p=0,000$], indicando uma velocidade de ajuste extremamente rápida. As variáveis relevantes incluem VOLAT, DIFINF e RESER.

3.2 MODELOS GMM

Na sequência, são apresentados os resultados das estimações realizadas por meio do Método dos Momentos Generalizados (GMM), que fornece estimadores consistentes para a análise de regressão. Assim como o modelo ARDL, os modelos GMM foram estimados em duas versões, tanto para o desalinhamento quanto para a volatilidade (variáveis dependentes). O Modelo 1 é composto pelas variáveis explicativas DIFPIB, DIFJUROS, ECI e RESER, enquanto no Modelo 2 o DIFJUROS é substituído pela variável DIFINF.

Cabe ressaltar que, nos modelos apresentados, as próprias variáveis foram utilizadas como instrumentos, considerando até quatro defasagens. Todas as estimações foram ajustadas pelo método de Newey-West, com o objetivo de corrigir problemas de heterocedasticidade e autocorrelação.

Tabela 16 - Modelo do Brasil – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial

Modelos	1	2	1	2
	Desalinha mento		Volatilidade	
DIFPIB	5.932***	8.557***	-0.050*	0.075***
Erro-padrão	(1.453)	(0.741)	(0.027)	(0.021)
DIFINF		-2.365***		-0.012
Erro-padrão		(0.146)		(0.003)
DIFJUROS	0.136		0.004	
Erro-padrão	(0.100)		(0.004)	
ECI	-17.534*	7.327**	-0.299	0.442**
Erro-padrão	(9.330)	(2.510)	(0.222)	(0.095)
RESER	-0.188	0.268	0.010	0.008***
Erro-padrão	(0.153)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
R2	0.456	0.734	0.285	0.199
J-Statistics	7.282	7.967	7.256	8.193
Prob. J. Statistics	0.967	0.949	0.967	0.942

Notas: *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Teste de Validade dos instrumentos –J-stats – Hipótese Nula: Regressores Exógenos. Não foram reportados os coeficientes da constante.

A tabela 16 apresenta os resultados da estimação GMM para os modelos de desalinhamento e volatilidade cambial no Brasil, serão destacadas as diversas variáveis que se apresentaram como significativas. Nos modelos de desalinhamento cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB)

apresentou coeficientes positivos e altamente significativos a 1% (sinal esperado), indicando que um aumento no diferencial do PIB está associado a um maior desalinhamento cambial. Além disso, no Modelo 2, o diferencial inflacionário (DIFINF) foi significativo a 1% com coeficiente negativo, sugerindo que um aumento na diferença de inflação reduz o desalinhamento. O índice de complexidade econômica (ECI) teve efeitos opostos nos dois modelos: no Modelo 1, o coeficiente foi negativo e significativo a 10%, indicando que maior complexidade econômica reduz o desalinhamento, enquanto no Modelo 2 o coeficiente foi positivo e significativo a 5%, sugerindo aumento do desalinhamento.

Nos modelos de volatilidade cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita (DIFPIB) apresentou resultados divergentes. No Modelo 1, o coeficiente foi negativo e significativo a 10% (sinal não esperado), sugerindo que maiores diferenciais do PIB reduzem a volatilidade cambial. Já no Modelo 2, o coeficiente foi positivo e significativo a 1%, indicando que o mesmo diferencial pode aumentar a volatilidade dependendo do modelo utilizado. O índice de complexidade econômica (ECI) foi significativo no Modelo 2, com coeficiente positivo a 5% (sinal não esperado), implicando que maior complexidade econômica pode aumentar a volatilidade. As reservas internacionais (RESER) também se destacaram no Modelo 2, com coeficiente positivo e significativo a 1% (sinal não esperado), sugerindo que maiores reservas aumentam a volatilidade cambial.

Por fim, os testes de validade dos instrumentos (J-Statistics) em todos os modelos confirmaram a exogeneidade dos regressores, garantindo a confiabilidade dos resultados. No geral, variáveis como o diferencial do PIB, diferencial inflacionário, índice de complexidade econômica e reservas internacionais mostraram-se cruciais para explicar o desalinhamento e a volatilidade cambial no Brasil, embora os efeitos específicos variem entre os modelos analisados.

Tabela 17 - Modelo do China – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial

Modelos	1	2	1	2
	Desalinha mento		Volatilidad e	
DIFPIB	7.642***	6.872***	-0.046***	-0.014***
Erro-padrão	(0.781)	(1.856)	(0.006)	(0.005)
DIFINF		-0.569***		0.002
Erro-padrão		(0.706)		(0.002)
DIFTJUROS	-0.167		0.009**	
Erro-padrão	(0.102)		(0.002)	
ECI	-65.147***	-54.107**	0.300***	-0.008
Erro-padrão	(8.212)	(18.115)	(0.043)	(0.041)
RESER	-1.028***	-0.996***	0.007**	0.004***
Erro-padrão	(0.092)	(0.238)	(0.001)	(0.0007)
R2	0.491	0.495	0.285	0.289
J-Statistics	7.644	8.129	7.256	7.908
Prob. J. Statistics	0.958	0.944	0.967	0.951

Notas: *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Teste de Validade dos instrumentos –J-stats – Hipótese Nula: Regressores Exógenos. Não foram reportados os coeficientes da constante.

Os resultados da Tabela 17 apresentam os modelos de desalinhamento e volatilidade cambial na China destacam variáveis significativas que ajudam a compreender os fatores que influenciam as variáveis explicativas. Nos modelos de desalinhamento cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB) apresentou coeficientes positivos e altamente significativos a 1% em ambos os modelos (sinal esperado). Isso indica que um aumento no diferencial do PIB está associado a um maior desalinhamento cambial. O índice de complexidade econômica (ECI) teve coeficientes negativos e significativos em ambos os modelos (sinal esperado), sendo mais forte no Modelo 1 (-65,147***), sugerindo que maior complexidade econômica reduz o desalinhamento cambial. As reservas internacionais em relação ao PIB (RESER) também foram significativas nos dois modelos, com coeficientes negativos e altamente significativos (sinal esperado), reforçando que maiores reservas reduzem o desalinhamento.

O diferencial inflacionário (DIFINF) foi incluído apenas no Modelo 2 e apresentou um coeficiente negativo e significativo a 1% (-0,569***), indicando que maiores diferenças de inflação em relação aos EUA reduzem o desalinhamento (sinal não esperado). Já o diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) no Modelo 1 não foi significativo (-0,167), indicando um impacto pouco relevante no desalinhamento.

Nos modelos de volatilidade cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita (DIFPIB) apresentou coeficientes negativos e altamente significativos a 1% em ambos os modelos, indicando que um maior diferencial do PIB reduz a volatilidade cambial (sinal não esperado). O índice de complexidade econômica (ECI) foi significativo apenas no Modelo 1, com coeficiente positivo (0,300***), sugerindo que maior complexidade econômica aumenta a volatilidade (sinal não esperado). As reservas internacionais (RESER) foram significativas nos dois modelos, com coeficientes positivos e altamente significativos, indicando que maiores reservas aumentam a volatilidade cambial (sinal não esperado).

O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) foi significativo no Modelo 1 (0,009**) e não foi incluído no Modelo 2, sugerindo que, quando relevante, esse fator tem um efeito positivo na volatilidade cambial apesar de possuir um impacto baixo na volatilidade. Por outro lado, o diferencial inflacionário (DIFINF) não apresentou significância no Modelo 2 (0,002), indicando uma relação pouco expressiva com a volatilidade.

Os testes de validade dos instrumentos (J-Statistics) indicam que os instrumentos utilizados nos modelos são exógenos, com probabilidades próximas de 1 em todos os casos, reforçando a confiabilidade dos resultados. Os valores de R^2 são moderados, variando de 0,285 a 0,495, indicando que os modelos explicam uma fração razoável da variação nas variáveis dependentes.

Na sequência, temos a Tabela 18 onde são analisados os resultados do GMM para Índia. Nos modelos de desalinhamento cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB) apresentou resultados divergentes. No Modelo 1, não foi significativo (0,284), mas no Modelo 2 o coeficiente foi positivo e altamente significativo a 1% (0,806***), indicando que um maior diferencial do PIB aumenta o desalinhamento cambial.

Tabela 18 - Modelo do Índia – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial

Modelos	1	2	1	2
	Desalinhamento		Volatilidade	
DIFPIB	0.284	0.806***	-0.013***	-0.022***
Erro-padrão	(0.269)	(0.243)	(0.003)	(0.004)
DIFINF		-0.359***		0.006***
Erro-padrão		(0.064)		(0.0007)
DIFTJUROS	-0.682***		0.002**	
Erro-padrão	(0.121)		(0.0009)	
ECI	2.466	-6.222**	0.134***	0.240
Erro-padrão	(2.476)	(0.901)	(0.020)	(0.027)
RESER	0.029	0.0008	-0.0009**	-0.0003
Erro-padrão	(0.037)	(0.028)	(0.0002)	(0.0003)
R2	0.200	0.065	0.059	0.144
J-Statistics	7.269	8.137	7.454	7.803
Prob. J. Statistics	0.967	0.944	0.963	0.954

Notas: *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Teste de Validade dos instrumentos –J-stats – Hipótese Nula: Regressores Exógenos. Não foram reportados os coeficientes da constante.

O diferencial inflacionário (DIFINF) foi significativo apenas no Modelo 2, com coeficiente negativo e significativo a 1% (-0,359***), sugerindo que um aumento nas diferenças de inflação reduz o desalinhamento (sinal não esperado). O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) foi significativo no Modelo 1, com coeficiente negativo a 1% (-0,682***), indicando que maiores diferenças nas taxas de juros reduzem o desalinhamento. O índice de complexidade econômica (ECI) foi significativo apenas no Modelo 2, com coeficiente negativo a 5% (-6,222**), sugerindo que maior complexidade econômica está associada a uma redução no desalinhamento (sinal esperado). As reservas internacionais (RESER) não foram significativas em nenhum dos modelos de desalinhamento.

Nos modelos de volatilidade cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita (DIFPIB) apresentou coeficientes negativos e altamente significativos a 1% em ambos os modelos, indicando que um maior diferencial do PIB reduz a volatilidade cambial (sinal não esperado). O diferencial inflacionário (DIFINF) foi significativo apenas no Modelo 2, com coeficiente positivo e altamente significativo (0,006***), sugerindo que diferenças inflacionárias aumentam a volatilidade. O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) foi significativo no Modelo 1 (0,002**), indicando um impacto positivo na volatilidade cambial. O índice de complexidade econômica (ECI)

foi significativo no Modelo 1, com coeficiente positivo e significativo (0,134***), indicando que maior complexidade econômica aumenta a volatilidade (sinal não esperado). No entanto, as reservas internacionais (RESER) foram significativas no Modelo 1, com coeficiente negativo a 5% (-0,0009**), sugerindo que maiores reservas reduzem a volatilidade (sinal esperado segundo a literatura econômica).

Os testes de validade dos instrumentos (J-Statistics) indicam que os instrumentos são exógenos, com probabilidades próximas de 1 em todos os modelos, garantindo a confiabilidade das estimativas. No entanto, os valores de R^2 são baixos em todos os casos (variando de 0,059 a 0,200), indicando que os modelos explicam uma fração limitada das variações nas variáveis dependentes.

Tabela 19 - Modelo do Rússia – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial

Modelos	1	2	1	2
	Desalinhamento		Volatilidade	
DIFPIB	2.294***	1.845	-0.043***	-0.054***
Erro-padrão	(0.461)	(1.093)	(0.010)	(0.011)
DIFINF		-0.283**		-0.005**
Erro-padrão		(0.098)		(0.001)
DIFTJUROS	-0.614		-0.006**	
Erro-padrão	(0.069)		(0.002)	
ECI	-8.731***	2.366	-0.141**	-0.046
Erro-padrão	(3.201)	(6.900)	(0.057)	(0.073)
RESER	0.073	-0.123	-0.001**	-0.004***
Erro-padrão	(0.075)	(0.079)	(0.000)	(0.001)
R2	0.545	0.366	0.368	0.270
J-Statistics	7.569	7.613	7.567	7.407
Prob. J. Statistics	0.960	0.959	0.960	0.964

Notas: *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Teste de Validade dos instrumentos –J-stats – Hipótese Nula: Regressores Exógenos. Não foram reportados os coeficientes da constante.

A Tabela 19 apresenta os resultados da estimação GMM para os modelos que avaliam o desalinhamento cambial (modelos 1 e 2) e a volatilidade cambial (modelos 1 e 2) na Rússia. As variáveis explicativas incluem o diferencial do PIB per capita do país em relação aos EUA (DIFPIB), o diferencial da taxa de juros em relação aos EUA (DIFTJUROS), a inflação (DIFINF), o índice de complexidade econômica (ECI) e as reservas internacionais em relação ao PIB (RESER).

Nos modelos de desalinhamento cambial, o DIFPIB tem coeficientes positivos e significativos em ambos os modelos. No modelo 1, o coeficiente é 2.294 (significativo a 1%), e no modelo 2, 1.845 (não significativo). Esses resultados sugerem que um maior diferencial do PIB per capita em relação aos EUA está associado a um maior desalinhamento cambial, embora a significância não seja consistente (sinal esperado). A variável DIFINF aparece apenas no modelo 2, com um coeficiente negativo (-0.283), significativo a 5%, indicando que um aumento da inflação tende a reduzir o desalinhamento. O índice de complexidade econômica (ECI) tem impacto negativo no modelo 1 (-8.731, significativo a 1%), sugerindo que maior complexidade econômica contribui para reduzir o desalinhamento (sinal esperado).

Nos modelos de volatilidade cambial (1 e 2), o DIFPIB apresenta coeficientes negativos e significativos (-0.043 e -0.054, ambos a 1%), indicando que um maior diferencial do PIB per capita reduz a volatilidade cambial (sinal não esperado). DIFINF também tem coeficientes negativos nos modelos de volatilidade, com -0.005 no modelo 2 (significativo a 5%), apontando que a inflação reduz a volatilidade. A variável DIFTJUROS é significativa no modelo 1, com um coeficiente de -0.006 (significativo a 5%), sugerindo que taxas de juros mais altas em relação aos EUA diminuem a volatilidade.

O índice ECI apresenta impacto negativo no modelo 1 (-0.141, significativo a 5%), com isso um aumento do indicador de complexidade gera uma diminuição na volatilidade cambial (sinal esperado). Vale ressaltar que esse resultado é muito importante, visto que foi o único modelo GMM com as especificações adotadas onde o ECI foi significativo e negativo tanto para o desalinhamento quanto para a volatilidade reforçando a hipótese central do trabalho que consiste na existência de uma correlação negativa entre complexidade e desalinhamento/volatilidade cambial.

Por fim, RESER tem coeficientes negativos e significativos em ambos os modelos de volatilidade (-0.001 no modelo 1, significativo a 5%, e -0.004 no modelo 2, significativo a 1%), indicando que maiores reservas internacionais contribuem para estabilizar a taxa de câmbio.

Os coeficientes de determinação (R^2) variam entre 0.545 e 0.270, indicando que os modelos explicam uma proporção moderada a baixa da variação nas variáveis dependentes. Os testes de validade dos instrumentos (J-Statistics) confirmam a adequação dos modelos, com probabilidades acima de 0.95, sugerindo que os regressores são exógenos e as estimativas são robustas.

Por fim, o último país a ser analisado a partir do GMM é África do Sul como é possível observar na Tabela 20, a seguir temos a análise dos seus principais resultados.

Nos modelos de desalinhamento cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita em relação aos EUA (DIFPIB) apresentou resultados contrastantes. No Modelo 1, o coeficiente foi negativo e altamente significativo a 1% (-5,395***), indicando que um maior diferencial do PIB reduz o desalinhamento cambial. Já no Modelo 2, o coeficiente foi positivo e significativo a 5% (8,618**), sugerindo que, em outro contexto, o diferencial do PIB aumenta o desalinhamento.

Tabela 20 - Modelo do África do Sul – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial

Modelos	1	2	1	2
	Desalinha mento		Volatilidade	
DIFPIB	-5.395***	8.618**	0.068	-0.0032
Erro-padrão	(1.226)	(3.541)	(0.050)	(0.014)
DIFINF		-3.577***		0.012**
Erro-padrão		(0.769)		(0.002)
DIFTJUROS	1.328		-0.036**	
Erro-padrão	(0.603)		(0.009)	
ECI	-5.492	-28.562*	0.026	0.055
Erro-padrão	(7.897)	(15.305)	(0.226)	(0.081)
RESER	-0.311***	-0.108	0.002	0.0003
Erro-padrão	(0.102)	(0.139)	(0.003)	(0.001)
R2	0.142	0.742	0.325	0.114
J-Statistics	6.028	6.114	5.603	6.323
Prob. J. Statistics	0.979	0.963	0.898	0.957

Notas: *, ** e *** indicam significância estatística a 10%, 5% e 1%. Teste de Validade dos instrumentos –J-stats – Hipótese Nula: Regressores Exógenos. Não foram reportados os coeficientes da constante.

O diferencial inflacionário (DIFINF) foi incluído apenas no Modelo 2, onde apresentou um coeficiente negativo e altamente significativo (-3,577***), indicando que maiores diferenças de inflação entre a África do Sul e os EUA reduzem o desalinhamento cambial. O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) não foi significativo nos modelos de desalinhamento. O índice de complexidade econômica (ECI) foi significativo no Modelo 2, com coeficiente negativo a 10% (-28,562*), sugerindo que maior complexidade econômica reduz o desalinhamento (sinal esperado). As reservas internacionais (RESER) foram significativas apenas no Modelo

1, com coeficiente negativo e altamente significativo (-0,311***), indicando que maiores reservas reduzem o desalinhamento cambial.

Nos modelos de volatilidade cambial (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB per capita (DIFPIB) não foi significativo, indicando que essa variável tem impacto limitado sobre a volatilidade na África do Sul. O diferencial inflacionário (DIFINF) foi significativo apenas no Modelo 2, com coeficiente positivo e significativo a 5% (0,012**), sugerindo que maiores diferenças de inflação aumentam a volatilidade cambial. O diferencial de taxas de juros (DIFTJUIROS) foi significativo no Modelo 1, com coeficiente negativo a 5% (-0,036**), indicando que um maior diferencial de taxas de juros reduz a volatilidade. O índice de complexidade econômica (ECI) não foi significativo em nenhum modelo de volatilidade, assim como as reservas internacionais (RESER).

Os testes de validade dos instrumentos (J-Statistics) indicam que os instrumentos utilizados são exógenos, com probabilidades superiores a 0,95 em todos os modelos, assegurando a confiabilidade das estimativas. O valor de R^2 variou de 0,114 a 0,742, com o Modelo 2 apresentando o maior poder explicativo.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação buscou contribuir para a literatura científica ao oferecer evidências teóricas e empíricas sobre as relações entre complexidade econômica, volatilidade e desalinhamento cambial nos países que compõem o BRICS, no período de 1995 a 2021. Este estudo justifica-se pela relevância de compreender a dinâmica da taxa de câmbio (desalinhamento e volatilidade) para este conjunto de economias emergentes.

Com base em uma ampla revisão da literatura, identificou-se a importância de temas como a complexidade econômica, introduzida por Hidalgo e Hausmann (2009), no entendimento do desenvolvimento econômico contemporâneo. Economias mais complexas, conforme apontam os estudos, apresentam maior renda per capita e melhores perspectivas de crescimento no longo prazo. A perda de complexidade econômica no Brasil, associada à desindustrialização e à dependência de commodities, ressalta a necessidade de políticas voltadas à diversificação produtiva e à sofisticação tecnológica. A sobrevalorização cambial foi identificada como um dos entraves ao

aumento da complexidade econômica, reforçando a relevância de regimes cambiais que promovam competitividade.

Além disso, a análise de Hidalgo e Hausmann (2009) revelou que volatilidade e desalinhamento cambial têm impactos significativos sobre o crescimento econômico e a estrutura produtiva. Moedas depreciadas tendem a favorecer o crescimento econômico, enquanto altos níveis de volatilidade dificultam transformações estruturais. Nesse contexto, fatores como qualidade institucional, reservas internacionais e resiliência a choques externos desempenham papéis cruciais na gestão da estabilidade cambial e no fortalecimento da competitividade. Assim, o fortalecimento institucional, a estabilidade macroeconômica e a adoção de políticas cambiais alinhadas às estratégias de diversificação produtiva emergem como elementos essenciais para um desenvolvimento mais equilibrado e sustentável.

Os resultados empíricos apresentados nesta dissertação reforçam essas relações ao evidenciar que as variáveis independentes – índice de complexidade econômica, diferencial do PIB per capita em relação aos EUA, diferencial de inflação e taxas de juros em relação aos EUA, e reservas internacionais como proporção do PIB – foram determinantes na explicação das variáveis dependentes (desalinhamento e volatilidade cambial). Para a análise, foram utilizados modelos ARDL e GMM com dados anuais de 1995 a 2021.

Os modelos ARDL demonstraram, no caso do desalinhamento cambial (Modelo 1), que variáveis como índice de complexidade econômica, diferencial do PIB per capita e reservas internacionais têm efeitos negativos e significativos sobre o desalinhamento no Brasil. No Modelo 2, os resultados foram semelhantes, mas com menor impacto relativo. Destaca-se o desempenho da África do Sul, onde todas as variáveis apresentaram significância estatística e efeitos negativos, reforçando o papel da complexidade econômica e das reservas internacionais na redução do desalinhamento.

Nos modelos voltados à análise da volatilidade cambial, os coeficientes de longo prazo apresentaram resultados mistos. No Modelo 1, os resultados para a China indicaram significância estatística para variáveis como índice de complexidade, diferencial do PIB, reservas internacionais e diferencial de juros, embora apenas o diferencial do PIB tenha mantido o sinal esperado (negativo). No Modelo 2, apenas o diferencial de inflação da Rússia apresentou significância, com efeito negativo sobre a volatilidade.

Nos modelos estimados por GMM, destacou-se a relevância do diferencial do PIB per capita (efeito positivo) em todos os modelos para o Brasil, enquanto a complexidade econômica apresentou efeitos mistos. Na China, a complexidade demonstrou impacto negativo consistente nos modelos de desalinhamento, assim como o diferencial do PIB nos modelos de volatilidade. Para a Índia, o diferencial do PIB mostrou impacto negativo nos modelos de volatilidade, enquanto a inflação e a complexidade tiveram efeitos negativos sobre o desalinhamento. Na Rússia, as variáveis diferencial do PIB e reservas internacionais foram determinantes na redução da volatilidade. Por fim, na África do Sul, a complexidade econômica destacou-se com impacto significativo na redução do desalinhamento, corroborando a importância dessa variável para o desenvolvimento econômico.

A conclusão da dissertação permite ressaltar a centralidade de políticas que promovam a diversificação produtiva associada à complexidade econômica, bem como a estabilidade e o equilíbrio da taxa de câmbio, dado que estes são considerados elementos importantes que tendem a contribuir para um maior desenvolvimento e crescimento econômico.

REFERÊNCIAS

BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS; Effective exchange rates. Disponível em: <https://data.bis.org/topics/EER>. Acesso em: 20 out. 2024.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; OREIRO, J. L.; MARCONI, N. **Developmental Macroeconomics: new developmentalism as a growth strategy**. Routledge, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.4324/9780203583500>.

CAMARGO, J.; GALA, P. The resource curse reloaded: revisiting the Dutch disease with economic complexity analysis. **Working Paper**, Escola de Economia de São Paulo – Fundação Getúlio Vargas, n. 448, mar. 2017. Disponível em: <https://hdl.handle.net/10438/18037>. Acesso em: 29 jan. 2025.

COUDERT, V.; COUHARDE, C.; MIGNON, V. Exchange rate volatility across financial crises. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 11, p. 3010-3018, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.04.003>.

CRAGG, J. G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 751-763, 1983.

DE ALMEIDA, P. R. O papel dos BRICS na economia mundial. **Comércio e Negociações Internacionais para Jornalistas**, p. 57-65, 2009.

DE SOUSA, R. M.; VERÍSSIMO, M. P. Efeitos de longo prazo da volatilidade da taxa de câmbio real e da qualidade institucional sobre a complexidade econômica. **ANPEC**, 2021.

FRATZSCHER, M. What explains global exchange rate movements during the financial crisis? **Journal of International Money and Finance**, v. 28, n. 8, p. 1390-1407, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.008>.

GALA, P. **Complexidade econômica: uma nova perspectiva para entender a antiga questão da riqueza das nações**. Contraponto Editora, 2020.

GABRIEL, L.F.; MISSIO, F. Real Exchange Rate and Economic Complexity in a NorthSouth Structuralist Bopg Model. **PSL Quarterly Review**, Brasília, v. 71, n. 287, p. 439-465, dez., 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.13133/2037-3643/14581>. Acesso em: 29 jan. 2025.

GLOBAL ECONOMIC MONITOR; Inflation. Disponível em: [https://databank.worldbank.org/source/global-economic-monitor-\(gem\)](https://databank.worldbank.org/source/global-economic-monitor-(gem)). Acesso em: 20 out. 2024.

GROWTH LAB HARVARD UNIVERSITY; Complexity Index. Disponível em: <https://atlas.hks.harvard.edu/>. Acesso em: 20 out. 2024.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1029-1054, 1982. Disponível em: <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>.

HIDALGO, C. A.; HAUSMANN, R. The building blocks of economic complexity. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 106, n. 26, p. 10570-10575, 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>.

OREIRO, J. L.; MANARIN, L. L.; GALA, P. Deindustrialization, economic complexity and exchange rate overvaluation: the case of Brazil (1998-2017). **PSL Quarterly Review**, v. 73, n. 295, p. 313-341, 2020. Disponível em: https://doi.org/10.13133/2037-3643_73.295_3.

PESARAN, H.; SCHIN, Y., (1999). “An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis”. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge.

PESARAN, H.; SCHIN, Y.; SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, **Journal of Applied Econometrics**, n. 16. V. 3, p. 289-326, 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/jae.616>.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 365-412, 2008. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/27720404>.

SILVA, André Luiz Reis da; HOLLEBEN, Raquel de. De Lula a Bolsonaro: rupturas e continuidades discursivas na política externa brasileira para os BRICS (2003 - 2020). **Monções: Revista de Relações Internacionais da UFGD**, v. 11, n. 22, p. 200-226, 15 dez. 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.30612/rmufgd.v11i22.15098>

TRADING ECONOMICS; Foreign Exchange Reserves. Disponível em: <https://tradingeconomics.com/>. Acesso em: 20 out. 2024.

VIEIRA, F. V.; DAMASCENO, A. O. Desalinhamento cambial, volatilidade cambial e crescimento econômico: uma análise para a economia brasileira (1995-2011). **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 36, p. 704-725, 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/pvVDsnLjb8MGtvZCwsTPNww/>.

VIEIRA, F. V.; MACDONALD, R. A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 42, p. 433-456, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612012000300001>.

VIEIRA, F. V.; MACDONALD, R. Exchange rate volatility and exports: a panel data analysis. **Journal of Economic Studies**, v. 43, n. 2, p. 203-221, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1108/JES-05-2014-0083>.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Applications of generalized method of moments estimation. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.

WORLD DEVELOPMENT INDICATORS; GDP per capita (constant 2015 US\$). Disponível em: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>. Acesso em: 20 out. 2024.

WORLD DEVELOPMENT INDICATORS; Real interest rate (%). Disponível em: <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>. Acesso em: 20 out. 2024.