

## O papel da complexidade econômica para o desalinhamento e volatilidade cambial nos BRICS (1995-2021)<sup>a</sup>

*The Role of Economic Complexity in Exchange Rate Misalignment and Volatility in the BRICS (1995-2021)*

Guilherme de Souza<sup>b</sup> 

Universidade Federal de Uberlândia, Programa de Pós-graduação em Economia,  
Uberlândia (MG), Brasil

Flávio Vilela Vieira<sup>c</sup> 

Universidade Federal de Uberlândia, Instituto de Economia e Relações Internacionais,  
Uberlândia (MG), Brasil e Pesquisador do CNPq

---

**Resumo:** Este artigo analisa o impacto da complexidade econômica no desalinhamento e na volatilidade cambial dos países do BRICS entre 1995 e 2021. O estudo investiga a relevância de variáveis, como o índice de complexidade econômica, o diferencial do PIB *per capita*, da taxa de juros, da inflação e as reservas internacionais para explicar o desalinhamento e a volatilidade da taxa de câmbio. Para isso, foram estimados modelos ARDL e GMM. Os resultados dos modelos ARDL indicaram que o índice de complexidade econômica foi significativo e apresentou o sinal esperado no desalinhamento cambial do Brasil e da África do Sul. Nos modelos GMM, a variável demonstrou impacto negativo significativo em sete modelos, abrangendo Brasil, China, Rússia, África do Sul e Índia. Além disso, verificou-se significância estatística e sinal negativo no modelo de volatilidade cambial da Rússia. Com isso, é possível observar que a complexidade econômica pode influenciar a estabilidade cambial nos BRICS.

**Palavras-chave:** Complexidade econômica. Desalinhamento e volatilidade cambial. ARDL e GMM. BRICS.

---

Editor responsável: Felipe Orsolin Teixeira

<sup>a</sup> Submissão: 28/03/2025 | Aprovação: 27/08/2025 | DOI: 10.5380/re.v46i89.99049

<sup>b</sup> guilherme.souza1@ufu.br

<sup>c</sup> flaviovieira@ufu.br

Ambos os autores foram responsáveis pela concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, participação ativa na discussão dos resultados e revisão e aprovação da versão final.



Esta publicação está licenciada sob os termos de  
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

**Abstract:** This paper analyzes the impact of economic complexity on exchange rate misalignment and volatility in BRICS countries from 1995 to 2021. The study examines the relevance of variables such as the Economic Complexity Index, the *per capita* GDP differential, interest rate, inflation, and international reserves in explaining exchange rate misalignment and volatility. To this end, ARDL and GMM models were estimated. The ARDL model results indicated that the Economic Complexity Index was significant and showed the expected sign in the exchange rate misalignment between Brazil and South Africa. In the GMM models, the variable demonstrated a significant negative impact in seven models, covering Brazil, China, Russia, South Africa, and India. Additionally, statistical significance and a negative sign were observed in Russia's exchange rate volatility model. These findings suggest that economic complexity may influence exchange rate stability in the BRICS.

**Keywords:** Economic Complexity. Exchange Rate Misalignment and Volatility. ARDL and GMM. BRICS.

**JEL:** O40. F31. C33.

---

## 1. Introdução

O objetivo deste artigo 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 no artigo.

O Índice de Complexidade é uma medida de conhecimento da sociedade e é 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.

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, já o desalinhamento é a diferença entre a taxa de câmbio observada e a taxa de câmbio de equilíbrio. Nesse sentido, há uma escassez de trabalhos que desenvolvam tal investigação, o que torna o presente artigo 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, o trabalho 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 estimações 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 do trabalho 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).

## 2. 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 no presente artigo 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.

Hidalgo e Hausmann (2009) buscam 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 eles formam uma rede bipartida conectando os países com suas exportações e, a partir disso, quantificar a complexidade deles. Ademais, 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.

Oreiro, Manarin e Gala (2020) desenvolveram uma análise sobre a desindustrialização brasileira, porém, com um recorte de 1998 a 2017, 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 não só 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.

Os autores discutem ainda o chamado *link* perdido entre a 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 tendem 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.

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). 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*.

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 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 os Estados Unidos, a Noruega, a Malásia, a Tailândia e o Canadá, conseguiram lograr com a produção de bens mais complexos, enquanto a Austrália e o 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.

O autor dedica grandes esforços para estudar a América Latina, em especial o Brasil, destacando 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 em que 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, 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 (2018) 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 para garantir uma taxa de crescimento do produto compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos.

Os resultados de Gabriel e Missio (2018), 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 essas evidências, tais como Vieira e MacDonald (2012).

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.

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 foi 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.

### **3. 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 essa 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.

### 3.1 Descrição das variáveis

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

A descrição e fonte das variáveis utilizadas estão sistematizadas abaixo:

**Quadro 1 – Variáveis: descrição, nomenclatura, unidade de medida e fonte**

Variável	Nomenclatura	Unidade	Fonte
Índice de complexidade econômica	ICE	Índice -2,5 até 2,5	Growth lab Harvard University
Volatilidade da Taxa de Câmbio real efetiva	VOLAT	Cálculo da Variância Condicional – Modelos ARCH-GARCH	BIS
Taxa de Câmbio real efetiva	TXCAMBIO	Índice 2010 = 100 Aumento (diminuição) = apreciação (depreciação)	BIS
Desalinhamento Cambial	DESAL	Estimação de um Modelo de Taxa de Câmbio corrigido pelo Filtro HP	BIS
Reservas internacionais	RESER	%	WDI
Diferencial de PIB <i>per capita</i>	DIFPIB	%	WDI
Diferencial da Taxa de Juros	DIFJUROS	%	WDI
Diferencial de inflação em relação aos EUA	DIFINF	%	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. Essa metodologia de cálculo para a volatilidade foi desenvolvida por Engle (1982) e ampliado como GARCH por Bollerslev (1986) e Taylor (1986).

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. Ademais, essa metodologia de cálculo para o desalinhamento foi desenvolvida por Couderc e Couharde (2005).

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 (WDI, 2024). 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 obter uma proxy para 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 (Rodrik, 2008). 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 (Cassel, 1918). 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 (Vieira e Damasceno, 2016).

### 3.2 Metodologia e modelos estimados

A metodologia ARDL apresentada por Pesaran e Shin (1999) consiste na verificação da existência de vetores de cointegração, isto é, de relações de longo prazo entre um conjunto de variáveis. Confirmada essa relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, 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  $\Delta$  indica primeira diferença;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são a constante e o coeficiente de tendência;  $\delta_i$ ,  $i = 1, 2$  são parâmetros de longo prazo;  $\phi_i$ ,  $i = 1, 2$  são parâmetros de curto prazo;  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

O teste de cointegração desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith (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, em que 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.

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

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

Além disso, uma segunda equação será estimada para o desalinhamento cambial com as mesmas variáveis explicativas.

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 analisarem 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. 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.

#### 4. Resultados econométricos

A volatilidade da taxa de câmbio real efetiva (TCREF) é estimada por meio dos modelos ARCH-GARCH a partir das séries de taxa de câmbio em primeira diferença. Todos os países tiveram como modelo selecionado o AR (1) ARCH (1).

Outro passo importante antes de serem iniciadas as estimações são alguns testes de raiz unitárias. 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. Ademais, 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 na Tabela 1A (ver apêndice), algumas variáveis apresentam resultados inconclusivos, e isso demonstra que utilizar a modelagem ARDL e os seus testes é apropriada.

##### 4.1 Modelos ARDL

Após a realização dos testes de raiz unitária, foram estimados os modelos ARDL, bem como os testes de autocorrelação (Breusch-Godfrey Teste LM) e estabilidade (CUSUM e CUSUMSQ). Outrossim, foi realizado o teste *bounds* para cointegração. As respectivas tabelas encontram-se sistematizadas no apêndice (Tabelas 2A a 5A)

Na sequência, são apresentados os resultados da dinâmica de longo prazo com base nos coeficientes obtidos na estimação dos modelos ARDL definidos na análise anterior.

**Quadro 1 – Coeficientes de longo prazo significativos por país e modelo (ARDL)**

País	Modelo	DIFPIB	ECI	DIFINF	RESER	DIFJUROS
Brasil	Desal 1	-1.568*** (0.000)	-85.778** (0.012)		-1.476*** (0.004)	
	Desal 2	-1.048*** (0.000)	-54.29*** (0.000)		-0.869*** (0.000)	
China	Volat 1	-0.089*** (0.002)	0.605*** (0.005)		0.011*** (0.003)	0.012** (0.022)
Índia	Desal 1					-0.612** (0.048)
Rússia	Desal 2		-25.546** (0.031)			
	Volat 2			-0.006*** (0.00)		
África do Sul	Desal 2	-0.515*** (0.000)	-54.08*** (0.000)	-2.072** (0.014)	-0.865*** (0.009)	
	Volat 1					-0.032** (0.032)
	Volat 2				0.003* (0.090)	

Fonte: elaboração própria a partir do Software Eviews 12.

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

Na Tabela 1 é possível observar os coeficientes de longo prazo obtidos via ARDL para o Desalinhamento modelo *baseline* para o Brasil, 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 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. Desse modo, 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 no Modelo 1. Os demais coeficientes dos países analisados não obtiveram significância estatística.

Também são apresentados na Tabela 1 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. 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 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 ainda na Tabela 1, 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.

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. Vale ressaltar que o ECI para a China apresentou significância estatística, porém com sinal esperado. Uma possível argumentação para esse resultado é que, possivelmente, o aumento da complexidade econômica foi acompanhado por uma maior integração aos mercados globais, ampliando a exposição a choques externos e, conseqüentemente, à volatilidade.

Para o segundo modelo da Volatilidade quando DIFINF substitui DIFJUROS, é possível observar 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.

Como é possível verificar na Tabela 2, são apresentados os resultados dos testes do Mecanismo de Correção de Erros (ECM) para os países que compõem o BRICS, o qual mede a velocidade com que as variáveis retornam ao equilíbrio após um choque. Para o Brasil, a média foi de -0,818, indicando um ajuste rápido à correção do desequilíbrio. Já para a China, a média do ECM foi de -0,475, sugerindo uma velocidade de ajuste relativamente lenta. A média para a Rússia foi de -0,904, indicando uma velocidade de ajuste muito rápida. Para a África do Sul, a média foi de -0,897, indicando também um rápido ajuste dos desequilíbrios. Para a Índia, foram feitas estimações com diversas especificações e versões, com e sem tendência e intercepto, a fim de normalizar o ECM, porém, para esse caso específico, isso não foi possível.

**Tabela 2 – Modelos ARDL: curto prazo (correção de erro)**

Países / Modelos	Desal 1	Desal 2	Volat 1	Volat 2
	ECM (-1) [Prob.]	ECM (-1) [Prob.]	ECM (-1) [Prob.]	ECM (-1) [Prob.]
<b>Brasil</b>	-0.895 [0.005]	-0.810 [0.000]	-0.951 [0.000]	-0.619 [0.000]
<b>China</b>	-0.339 [0.000]	-0.371 [0.000]	-0.717 [0.000]	-0.475 [0.001]
<b>Índia</b>	-1.005 [0.000]	-0.923 [0.000]	-1.136 [0.000]	-1.163 [0.000]
<b>Rússia</b>	-0.945 [0.000]	-0.700 [0.000]	-0.968 [0.000]	-1.004 [0.000]
<b>África do Sul</b>	-0.754 [0.000]	-0.921 [0.000]	-1.006 [0.000]	-0.907 [0.000]

Fonte: elaboração própria a partir do Software Eviews 12.

## 4.2 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.

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 3 – Modelo do Brasil – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial – Resultados Significativos**

Modelos	1	2	1	2
	Desalinhamento		Volatilidade	
<b>DIFPIB</b>	<b>5.932***</b>	<b>8.557***</b>	<b>-0.050*</b>	<b>0.075***</b>
Erro-padrão	(1.453)	(0.741)	(0.027)	(0.021)
<b>DIFINF</b>		<b>-2.365***</b>		
Erro-padrão		(0.146)		
<b>DIFJUROS</b>				
Erro-padrão				
<b>ECI</b>	<b>-17.534*</b>	<b>7.327**</b>		<b>0.442**</b>
Erro-padrão	(9.330)	(2.510)		(0.095)
<b>RESER</b>				<b>0.008***</b>
Erro-padrão				(0.002)
<b>R2</b>	0.456	0.734	0.285	0.199
<b>J-Statistics</b>	7.282	7.967	7.256	8.193
<b>Prob. J. Statistics</b>	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 3 apresenta os resultados da estimação GMM para os modelos de desalinhamento e volatilidade cambial no Brasil. São 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, como citado anteriormente, um fator que pode estar interferindo nesse sinal não esperado encontrado é a maior integração às cadeias produtivas de países mais complexos, pois essa maior integração pode levar a uma maior sensibilidade do câmbio a choques externos, o que pode gerar aumento da volatilidade cambial.

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. Os valores de R ajustado oscilam bastante, variando de 0,199 a 0,734, indicando que os modelos explicam uma fração razoável da variação nas variáveis dependentes.

Os resultados da Tabela 4 sobre desalinhamento e volatilidade cambial na China destacam variáveis significativas para entender os fatores que influenciam as variáveis explicativas. Nos modelos de desalinhamento (Modelos 1 e 2), o diferencial do PIB *per capita* em relação aos EUA (DIFPIB) apresentou coeficientes positivos e altamente significativos a 1%, indicando que um maior diferencial do PIB está associado a um maior desalinhamento. O índice de complexidade econômica (ECI) teve coeficientes negativos e significativos,

sugerindo que maior complexidade econômica reduz o desalinhamento. As reservas internacionais em relação ao PIB (RESER) também foram significativas e apresentaram coeficientes negativos, reforçando que maiores reservas reduzem o desalinhamento.

**Tabela 4 - Modelo do China – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial – Resultados Significativos**

Modelos	1	2	1	2
	Desalinhamento		Volatilidade	
<b>DIFPIB</b>	<b>7.642***</b>	<b>6.872***</b>	<b>-0.046***</b>	<b>-0.014***</b>
Erro-padrão	(0.781)	(1.856)	(0.006)	(0.005)
<b>DIFINF</b>		<b>-0.569***</b>		
Erro-padrão		(0.706)		
<b>DIFTJUROS</b>			<b>0.009**</b>	
Erro-padrão			(0.002)	
<b>ECI</b>	<b>-65.147***</b>	<b>-54.107**</b>	<b>0.300***</b>	
Erro-padrão	(8.212)	(18.115)	(0.043)	
<b>RESER</b>	<b>-1.028***</b>	<b>-0.996***</b>	<b>0.007**</b>	<b>0.004***</b>
Erro-padrão	(0.092)	(0.238)	(0.001)	(0.0007)
<b>R2</b>	0.491	0.495	0.285	0.289
<b>J-Statistics</b>	7.644	8.129	7.256	7.908
<b>Prob. J. Statistics</b>	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.

O diferencial inflacionário (DIFINF), incluído apenas no Modelo 2, apresentou coeficiente negativo e significativo a 1%, indicando que maiores diferenças de inflação reduzem o desalinhamento (sinal não esperado). Já o diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) no Modelo 1 não foi significativo, mostrando baixo impacto no desalinhamento.

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

sugerindo que maiores reservas aumentam a volatilidade cambial (sinal não esperado).

O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) foi significativo no Modelo 1, com efeito positivo na volatilidade cambial, apesar de baixo impacto. Já o diferencial inflacionário (DIFINF) não apresentou significância no Modelo 2, indicando pouca relação com a volatilidade. Os testes de validade dos instrumentos 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.

**Tabela 5 – Modelo do Índia – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial – Resultados Estatisticamente Significativos**

Modelos	1		2	
	Desalinhamento		Volatilidade	
<b>DIFPIB</b>			<b>0.806***</b>	<b>-0.013***</b>
Erro-padrão			<b>(0.243)</b>	<b>(0.003)</b>
<b>DIFINF</b>			<b>-0.359***</b>	<b>0.006***</b>
Erro-padrão			<b>(0.064)</b>	<b>(0.0007)</b>
<b>DIFTJUROS</b>	<b>-0.682***</b>			<b>0.002**</b>
Erro-padrão	<b>(0.121)</b>			<b>(0.0009)</b>
<b>ECI</b>			<b>-6.222**</b>	<b>0.134***</b>
Erro-padrão			<b>(0.901)</b>	<b>(0.020)</b>
<b>RESER</b>				<b>-0.0009**</b>
Erro-padrão				<b>(0.0002)</b>
<b>R2</b>	0.200	0.065	0.059	0.144
<b>J-Statistics</b>	7.269	8.137	7.454	7.803
<b>Prob. J. Statistics</b>	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.

Na sequência, temos a Tabela 5 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.

O diferencial inflacionário (DIFINF) foi significativo apenas no Modelo 2, com coeficiente negativo e significativo a 1%, indicando que maiores diferenças de inflação reduzem o desalinhamento (sinal não esperado). O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) foi significativo no Modelo 1, com coeficiente negativo a 1%, sugerindo 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%, apontando que maior complexidade econômica está associada a uma redução no desalinhamento (sinal esperado). Já 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) teve coeficientes negativos e altamente significativos a 1%, indicando que um maior diferencial do PIB reduz a volatilidade (sinal não esperado). O diferencial inflacionário (DIFINF) foi significativo apenas no Modelo 2, com coeficiente positivo e altamente significativo, sugerindo que diferenças inflacionárias aumentam a volatilidade. O diferencial de taxas de juros (DIFTJUROS) foi significativo no Modelo 1, indicando um impacto positivo na volatilidade cambial. O ECI foi significativo no Modelo 1, com coeficiente positivo, sugerindo que maior complexidade econômica aumenta a volatilidade (sinal não esperado). Assim como no caso do Brasil e da China, esse impacto não esperado pode estar atrelado à rápida integração da Índia às cadeias produtivas, gerando maior exposição a choques externos. Por fim, as reservas internacionais (RESER) foram significativas no Modelo 1, com coeficiente negativo a 5%, indicando que maiores reservas reduzem a volatilidade, em linha com 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<sup>2</sup> 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 6 – Modelo do Rússia – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial – Resultados Significativos**

Modelos	1	2	1	2
	Desalinhamento		Volatilidade	
<b>DIFPIB</b>	<b>2.294***</b> (0.461)		<b>-0.043***</b>	<b>-0.054***</b>
Erro-padrão			(0.010)	(0.011)
<b>DIFINF</b>		<b>-0.283**</b>		<b>-0.005**</b>
Erro-padrão		(0.098)		(0.001)
<b>DIFTJUROS</b>			<b>-0.006**</b>	
Erro-padrão			(0.002)	
<b>ECI</b>	<b>-8.731***</b>		<b>-0.141**</b>	
Erro-padrão	(3.201)		(0.057)	
<b>RESER</b>			<b>-0.001**</b>	<b>-0.004***</b>
Erro-padrão			(0.000)	(0.001)
<b>R2</b>	0.545	0.366	0.368	0.270
<b>J-Statistics</b>	7.569	7.613	7.567	7.407
<b>Prob. J. Statistics</b>	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 6 apresenta os resultados da estimação GMM para os modelos de desalinhamento cambial (Modelos 1 e 2) e volatilidade cambial (Modelos 1 e 2) na Rússia. As variáveis explicativas incluem o diferencial do PIB *per capita* em relação aos EUA (DIFPIB), o diferencial da taxa de juros (DIFTJUROS), a inflação (DIFINF), o índice de complexidade econômica (ECI) e as reservas internacionais em relação ao PIB (RESER).

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

Nos modelos de volatilidade cambial, 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 (sinal não esperado). DIFINF também tem coeficiente negativo no Modelo 2 (-0.005, significativo a 5%), apontando que a inflação reduz a volatilidade. A variável DIFTJUROS é significativa no Modelo 1 (-0.006, significativo a 5%), sugerindo que taxas de juros mais altas em relação aos EUA diminuem a volatilidade.

O ECI tem impacto negativo no Modelo 1 (-0.141, significativo a 5%), indicando que maior complexidade econômica reduz a volatilidade cambial (sinal esperado). Esse resultado é relevante, pois foi o único modelo GMM estimado no qual o ECI foi significativo e negativo tanto para desalinhamento quanto para volatilidade, reforçando a hipótese central do estudo sobre a correlação negativa entre complexidade econômica e desalinhamento/volatilidade cambial.

Por fim, RESER apresenta coeficientes negativos e significativos nos dois modelos de volatilidade (-0.001 no Modelo 1, significativo a 5%, e -0.004 no Modelo 2, significativo a 1%), sugerindo que maiores reservas internacionais contribuem para a estabilidade da 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 a África do Sul, como é possível observar na Tabela 7. 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 7 – Modelo do África do Sul – Estimação GMM – Desalinhamento Cambial e Volatilidade Cambial – Resultados Significativos**

Modelos	Desalinhamento		Volatilidade	
	1	2	1	2
<b>DIFPIB</b>	<b>-5.395***</b>	<b>8.618**</b>		
Erro-padrão	<b>(1.226)</b>	<b>(3.541)</b>		
<b>DIFINF</b>		<b>-3.577***</b>		<b>0.012**</b>
Erro-padrão		<b>(0.769)</b>		<b>(0.002)</b>
<b>DIFTJUROS</b>			<b>-0.036**</b>	
Erro-padrão			<b>(0.009)</b>	
<b>ECI</b>		<b>-28.562*</b>		
Erro-padrão		<b>(15.305)</b>		
<b>RESER</b>	<b>-0.311***</b>			
Erro-padrão	<b>(0.102)</b>			
<b>R2</b>	0.142	0.742	0.325	0.114
<b>J-Statistics</b>	6.028	6.114	5.603	6.323
<b>Prob. J. Statistics</b>	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 (DIFTJUROS) 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.

## 5. Considerações finais

O presente trabalho buscou contribuir para a literatura ao oferecer evidências 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.

Os resultados empíricos apresentados neste artigo 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 diferenciais 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 do artigo ressalta 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.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 307-327, 1986.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; OREIRO, J. L.; MARCONI, N. *Developmental Macroeconomics: new developmentalism as a growth strategy*. Londres: Routledge, 2014.

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

CASSEL, G. Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, v. 28, n. 112, p. 413-415, 1918.

COUDERT, V.; COUHARDE, C. Exchange Rate Regimes and Misalignments in Emerging Countries. *10th International Conference on Macroeconomic Analysis and International Finance*. University of Crete, p. 25-27, 2005.

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: [10.1016/j.jbankfin.2011.04.003](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*, v. 51, n. 3, p. 751-763, 1983.

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. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC). Anais... Niterói: ANPEC, 2021.

ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, v. 50, p. 987-1008, 1982.

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

GABRIEL, L.F.; MISSIO, F. Real Exchange Rate and Economic Complexity in a NorthSouth Structuralist Bopg Model. *PSL Quarterly Review*, v. 71, n. 287, p. 439-465, 2018.

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.

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.

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.

PESARAN, H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: STROM, S. (Ed.). *Econometrics and economic theory in the 20th century: the Ragnar Frisch centennial symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 22, p. 365-412, 2008.

TAYLOR, S. *Modeling Financial Time Series*. New York: John Wiley & Sons, 1986.

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

VIEIRA, F. V.; DAMASCENO, A. O. Desalinamento 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.

VIEIRA, F. V.; MACDONALD, R. A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth. *Estudos Econômicos*, v. 42, p. 433-456, 2012.

WOOLDRIDGE, J. 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.