


# VOLATILIDADE CAMBIAL EM TEMPOS DE COVID-19 NOS BRICS: MODELOS ARDL E DE COINTEGRAÇÃO (FMOLS E DOLS)

## **Valdecy Caetano de Sousa Junior**

Graduado e mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia. Doutorando em Economia na Universidade Federal de Uberlândia. Mestrado em economia pela Universidade Federal de Uberlândia. Graduado em economia pela Universidade Federal de Uberlândia.

E-mail: [valdecy.caetano@ufu.br](mailto:valdecy.caetano@ufu.br)

 <https://orcid.org/0000-0001-9517-7092>

## **Flávio Vilela Vieira**

Professor titular do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia. Mestre em Economia de Empresas pela FGV-SP. Mestre em Economia pela University of Illinois Champaign-Urbana, PhD em Economia pela University of New Hampshire e pós-doutor pela University of Glasgow.

E-mail: [flaviovieira@ufu.br](mailto:flaviovieira@ufu.br)

 <https://orcid.org/0000-0001-9316-7990>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

**Como citar este artigo:** Sousa, V. C., & Vieira, F. V. (2024). Volatilidade cambial em tempos de Covid-19 nos Brics: modelos ARDL e de cointegração (FMOLS e DOLS). *Revista de Economia Mackenzie*, 21(1), 119-142. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v21n1p.119-142

**Recebido em:** 25/11/2023

**Aprovado em:** 19/3/2024

## Resumo

O objetivo principal deste trabalho é desenvolver uma investigação empírica sobre a ocorrência de uma crise sanitária com dados de morte e casos de Covid-19 e seus possíveis impactos na volatilidade cambial para os Brics, com dados diários de 20 de fevereiro de 2020 até 28 de fevereiro de 2022 utilizando modelos ARDL, MQO modificado e MQO dinâmico. Os resultados apontam que o aumento no número de casos e mortes confirmados está associado a menores níveis de volatilidade cambial, indicando que houve ineficiência das políticas monetárias e fiscais no cenário de crise sanitária generalizada em direcionar fluxos de capitais, e, como a crise da Covid-19 é global, durante o período analisado, ocorreu uma maior estabilidade cambial, ou seja, uma menor volatilidade cambial.

**Palavras-chave:** Volatilidade da taxa de câmbio; Covid-19; Brics; modelos ARDL, DOLS e FMOLS; Taxa de juros.

Classificação *JEL*: F31. C22. G01.

## INTRODUÇÃO

Descoberto inicialmente em Wuhan, China, em dezembro de 2019, o novo coronavírus (Covid-19) afetou adversamente a economia global por meio dos indicadores econômicos, financeiros e sociais. Em 11 de março de 2020, a Organização Mundial da Saúde (OMS) declarou oficialmente a situação de pandemia, aumentando as incertezas quanto à duração e aos impactos da Covid-19. No cenário econômico, o Fundo Monetário Internacional (FMI) estimou uma queda de 3,5% na produção global no ano de 2020. Além disso, aumentavam as incertezas quanto à volatilidade das taxas de câmbio, uma vez que todos os países estavam sujeitos aos choques adversos da pandemia.

Como resultado, pesquisadores (Chen & Yeh, 2021; Li et al., 2021; Zhang et al., 2020; Feng et al., 2021) iniciaram uma agenda de pesquisa para compreender os efeitos da pandemia sobre as variáveis econômicas e financeiras, dentre elas, a volatilidade da taxa de câmbio. Apesar de o cenário de crise ser global, os países foram afetados em intensidades diferentes ao longo do tempo. Soma-se a isso o fato de que as respostas das autoridades monetárias foram diferentes combinações de políticas monetárias e fiscais para impedir e amenizar as implicações da propagação da Covid-19.

Sendo assim, ainda existem lacunas na literatura para compreender os efeitos da pandemia na volatilidade da taxa de câmbio, dada a necessidade de estudos para captar as especificidades das políticas adotadas por cada país. Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo geral investigar o impacto da pandemia na volatilidade cambial dos Brics. A partir da disponibilidade de dados, será testada a hipótese de que a volatilidade da taxa de câmbio nominal efetiva de cada país foi impactada pelo número de casos por milhão e mortes por milhão causadas pela Covid-19 no período compreendido entre 20 de fevereiro de 2020 e 28 de fevereiro de 2022.

Para cumprir o objetivo proposto, são estimados modelos ARDL, FMOLS e DOLS para cada país, utilizando como variáveis dependentes as volatilidades da taxa de câmbio, obtidas por meio da utilização dos modelos do tipo ARCH nos dados diários de taxa de câmbio nominal efetiva. Como variáveis de interesse, foram coletados os números de casos e mortes por Covid-19, e uma variável de controle que capta o diferencial entre as taxas de juros domésticas e a taxa de juros do tesouro norte-americano.

A estrutura do artigo conta, além desta introdução, com a seção de revisão da literatura para apresentar estudos semelhantes sobre o assunto e a seção de apresentação dos dados e das metodologias utilizadas. A seguir, são apresentados os resultados e as interpretações das estimações e, por fim, a seção de considerações finais, com os principais resultados e contribuições.

## 1

## REVISÃO DA LITERATURA

A presente seção tem por objetivo sistematizar as conclusões empíricas sobre a relação entre volatilidade cambial e crises financeiras, que é o mais comum na literatura e, em um segundo momento, analisar os impactos recentes da pandemia da Covid-19 sobre a taxa de câmbio e sua volatilidade.

O trabalho de Fratzscher (2009) analisa quais fatores afetam os movimentos globais da taxa de câmbio em períodos de crise financeira. A investigação revela que, durante a crise financeira, ocorreu uma significativa apreciação cambial do dólar em relação às diversas moedas internacionais. Antes da crise financeira de 2007-2008, havia um quase consenso de que grandes desequilíbrios globais da conta corrente e os fluxos de capitais necessários para financiar tais desequilíbrios resultariam em expressiva depreciação do dólar. A justificativa para o movimento oposto de apreciação cambial do dólar estava atrelada aos fundamentos macroeconômicos e ao grau de exposição financeira dos países para que fosse possível um processo de transmissão de choques da economia dos Estados Unidos para outros países. Dentre esses fatores, pode-se destacar o baixo nível de reservas internacionais, a fragilidade da conta-corrente e a alta exposição financeira direta em relação aos EUA. Fratzscher (2009) argumenta que ocorreu uma grande heterogeneidade dos movimentos das taxas de câmbio durante a crise financeira e os anos seguintes, especialmente quando se analisam as economias emergentes.

Fratzscher (2009) investiga também o papel de outros determinantes da taxa de câmbio, como diferencial de juros em relação aos EUA, inflação, dívida do governo, crescimento e produtividade, porém, tais fatores não se mostraram significativos para explicar os movimentos (volatilidade) da taxa de câmbio nos períodos de crise financeira.

Ilzetzki, Reinhart e Rogoff (2020) analisam se a tendência de redução da volatilidade da taxa de câmbio e da inflação, em especial a partir de 2014, será mantida a partir da ocorrência da pandemia mundial da Covid-19. A análise é desenvolvida até novembro de 2020 e, até aquele momento, não havia evidência de elevação da volatilidade cambial e da taxa de inflação, sendo que o argumento para isso é associado à ocorrência de uma convergência na política monetária com reduções na taxa de inflação e no diferencial de juros. Tal cenário de estabilidade (cambial e inflacionária) também ocorreu em algumas economias emergentes.

Uma análise posterior, a partir de 2021, revela que ocorreram outros choques mundiais (Guerra na Ucrânia), com consequente elevação dos preços de diversas *commodities*. Esse período de relativa estabilidade cambial e dos preços foi dramaticamente revertido por um contágio de elevação de vários preços (*commodities*) para as diversas economias mundiais, com consequente elevação inflacionária e instabilidade cambial.

Coudert, Couharde e Mignon (2011) investigaram a volatilidade cambial para 21 economias emergentes entre janeiro de 1994 e setembro de 2009,

analisando diversos episódios de crise financeira. As autoras desenvolvem uma análise econométrica por meio de regressões com transições suaves (STR logístico ou exponencial) que lidam com possíveis não linearidades. Os resultados indicam que a volatilidade da taxa de câmbio tem uma relação positiva com o chamado grau de estresse financeiro global, além de encontrar evidências de contágio regional de uma moeda de economia emergente para outras moedas em áreas geograficamente próximas. A medida de estresse financeiro considera diferentes variáveis: VIX (volatilidade do índice S&P 500), índice MSCI do mercado acionário para economias avançadas, EMBI para as economias emergentes e dois índices de *commodities* (CRB e S&P GSCI).

Li, Su, Yaqoob e Sajid (2021) analisam o impacto dos casos e mortes por Covid-19 nos EUA e na China sobre suas taxas de câmbio com base em dados diários de 22 de janeiro de 2020 a 7 de maio de 2021 utilizando estimações de modelos ARDL (autorregressivos de defasagens distribuídas). Os resultados indicam que os casos e mortes por Covid-19 têm um impacto negativo sobre a taxa de câmbio (unidade de moeda doméstica/unidade de moeda externa, euro em ambos os casos) dos EUA e da China, e tal efeito não é apenas de curto prazo, mas também de longo prazo, dado o impacto sobre a estrutura financeira desses países.

Benzid e Chebbi (2020) buscaram evidências do impacto da Covid-19 na volatilidade da taxa de câmbio estimando modelos ARCH/GARCH para o período entre janeiro e abril de 2020. O objetivo do estudo foi investigar se o aumento nos casos e mortes registrados nos Estados Unidos possui um efeito estatisticamente significativo na paridade do dólar com o euro, o yuan e a libra. Justificou-se a utilização dos modelos ARCH como forma de lidar com a heterocedasticidade presente nas séries com alta volatilidade, obtendo estimadores não viesados e robustos.

Os resultados encontrados por Benzid e Chebbi (2020) apontam que, para o conjunto de dados analisado, o número diário de casos e mortes por Covid-19 nos Estados Unidos apresentou efeito positivo e significativo nas paridades de câmbio analisadas. Os resultados foram corroborados pelo teste de ausência de correlação serial nas equações analisadas.

Para investigar a relação entre a Covid-19 e a volatilidade da taxa de câmbio, Feng et al. (2021), a partir de um painel de dados para 20 países, estimaram modelos GMM *system* para o período entre 13 de janeiro de 2020 e 21 de julho de 2020. Foram utilizadas as variáveis diárias de taxa de câmbio nominal de cada país em relação ao dólar, número de casos e mortes confirmados, taxa de juros e um indicador de políticas de intervenção calculado

pela Universidade de Oxford que mensura o grau de intervenção de cada país com base nas medidas adotadas para conter o avanço da pandemia.

O aumento no número de casos confirmados de Covid-19 intensificou a volatilidade da taxa de câmbio para o conjunto de países analisados. Além disso, Feng et al. (2021) corroboraram a hipótese de que as medidas de intervenção tiveram impacto estatisticamente significativo em reduzir a volatilidade da taxa de câmbio. Os autores sugerem que as medidas foram efetivas para amenizar os efeitos da pandemia e aumentar a confiança dos investidores de curto prazo.

Utilizando outra abordagem, Narayan (2022) se propôs a investigar os choques da taxa de câmbio sob a influência da Covid-19. Logo, o estudo buscou analisar se o contexto de pandemia alterou o comportamento da taxa de câmbio utilizando um modelo VAR com dados intradiários para as paridades do euro, do yen, do dólar canadense e da libra esterlina. Para captar o efeito da pandemia, foram selecionadas duas bases de dados, sendo a primeira para o período anterior à pandemia, no ano de 2019, e a segunda para o período entre janeiro e abril de 2020.

As estimações de Narayan (2022) apontaram que, no período da pandemia da Covid-19, os erros de previsão das paridades analisadas foram superiores aos valores encontrados no período anterior à pandemia. Os resultados indicaram que o contexto de crise causado pela pandemia elevou a possibilidade de erros de previsão em 11% e os choques cambiais aumentaram a influência em prever os movimentos das taxas de câmbio.

Na mesma linha, Beckmann e Czudaj (2022) argumentam que as taxas de câmbio foram afetadas por mudanças de política econômica e políticas de intervenção sanitária. A partir de uma análise de 62 moedas de países emergentes e desenvolvidos, foi constatado que a Covid-19 aumentou a ocorrência de retornos anormais nos mercados de câmbio. Além disso, as moedas emergentes apresentaram maior sensibilidade às medidas de intervenção, representadas pelo índice de atuação do governo da Universidade de Oxford (OxCGRT), em relação às moedas dos países desenvolvidos que, por sua vez, foram mais impactadas por mudanças no cenário político.

Soma-se a isso que os efeitos da pandemia na volatilidade da taxa de câmbio impactaram setores que são orientados para as exportações. Honarmandi e Zarei (2022) investigaram essa relação para o Irã no período anterior e após a confirmação dos casos; a intenção do estudo foi testar a hipótese de ocorrência de variação na volatilidade da taxa de câmbio e no índice de preços de

setores orientados às exportações. Utilizando modelos de correlação condicional dinâmica do tipo GARCH, constatou-se que a pandemia implicou o aumento da volatilidade da taxa de câmbio e dos índices de preços analisados, aumentando o efeito *spillover* de indústrias orientadas para a exportação no Irã.

## 2 ANÁLISE E DESCRIÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA

Na sequência, são descritas as variáveis a serem utilizadas nas estimações econométricas.

**Volatilidade da taxa de câmbio** – Para calcular a volatilidade da taxa de câmbio, foram coletados dados diários da taxa de câmbio nominal efetiva, que representa uma média geométrica ponderada com base nas moedas dos principais parceiros comerciais de cada país analisado. A série é mensurada em termos de moeda estrangeira, portanto, um aumento da variável indica uma apreciação da moeda doméstica, enquanto uma diminuição da variável indica uma depreciação da moeda doméstica. A variável volatilidade foi obtida com base na utilização dos modelos ARCH e teste de Engle. *Fonte*: Bank of International Settlements (BIS).

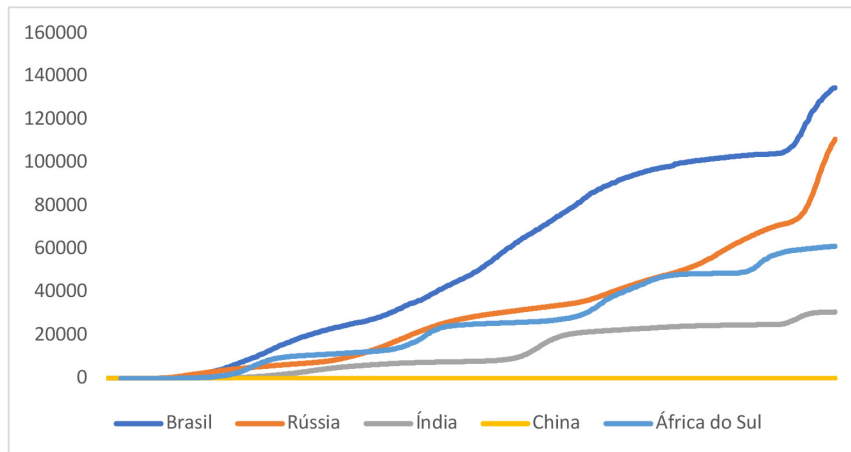
**Casos por milhão** – Total de casos confirmados de Covid-19 por milhão de habitantes. A contagem considera todos os casos reportados em determinado país durante o período analisado. Foram considerados os valores diários de segunda-feira a sexta-feira devido à disponibilidade das variáveis financeiras. *Fonte*: Our World in Data.

**Mortes por milhão** – Total de mortes confirmadas de Covid-19 por milhão de habitantes. A contagem considera todas as mortes reportadas em determinado país durante o período analisado. Foram considerados os valores diários de segunda-feira a sexta-feira devido à disponibilidade das variáveis financeiras. *Fonte*: Our World in Data.

**Diferencial da taxa de juros** – A variável foi construída a partir da diferença entre as taxas de juros básicas de cada país e a taxa efetiva de *federal funds* dos Estados Unidos para cada país analisado. *Fonte*: Federal Reserve Economic Data (Fred).

### Gráfico 1

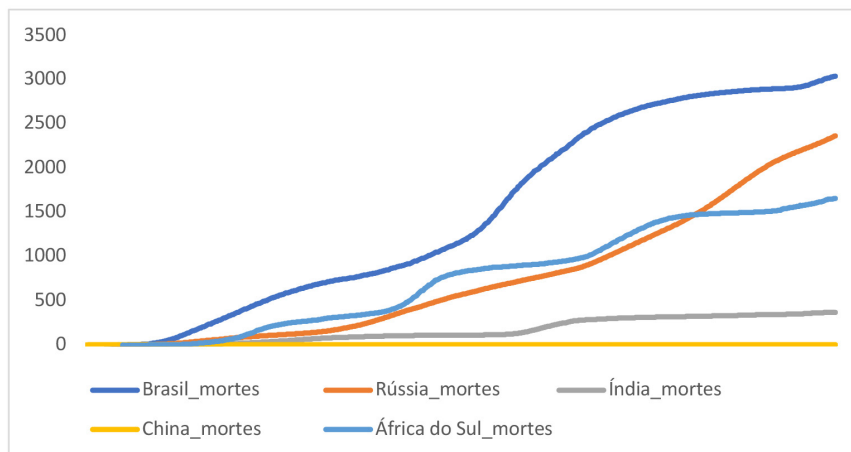
#### Casos por milhão – BRICS



Fonte: Our World in Data.

### Gráfico 2

#### Mortes por milhão – BRICS

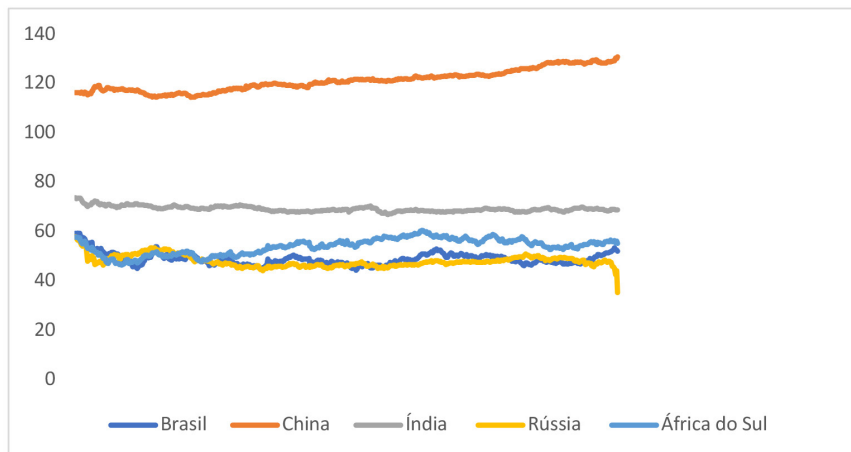


Fonte: Our World in Data.



### Gráfico 3

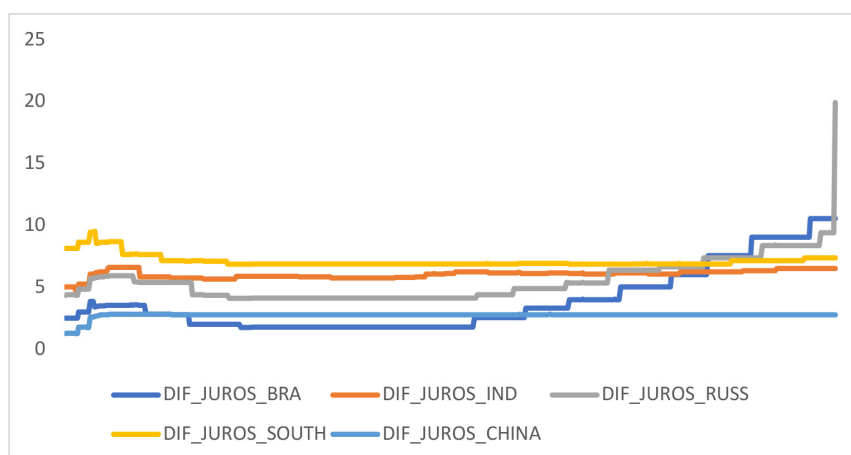
#### Taxa de câmbio nominal efetiva (NEER)



Fonte: Bank of International Settlements.

### Gráfico 4

#### Diferencial de taxa de juros



Fonte: Federal Reserve Economic Data.

A primeira parte dos resultados foi estimada a partir da utilização de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), formulados inicialmente por Pesaran e Schin (1999) e Pesaran, Schin e Smith (2001). A estimação do ARDL ocorre em duas etapas: a primeira consiste em confirmar a existência de vetores de longo prazo por meio da análise de cointegração e, após a sua confirmação, é necessário estimar os coeficientes de longo prazo para cada variável. A segunda etapa é encontrar a velocidade de ajustamento do modelo em relação ao equilíbrio de longo prazo, representado pelo coeficiente ECM (-1), e obter os coeficientes de curto prazo das variáveis. Para isso, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erro (ARDL-ECM).

A partir da equação 1, é possível observar a estrutura tradicional do modelo proposto para duas variáveis, sendo  $y$  dependente e  $x$  explicativa:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_i \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Considerando  $i$  a primeira;  $\alpha_0$  e  $\alpha_i$  são termos de constante e tendência;  $\delta_i$ ,  $i = 1, 2$  são parâmetros de longo prazo;  $\phi_{1i}$  e  $\phi_{2i}$  são os parâmetros de curto prazo e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. Optou-se pela utilização do ARDL devido à estrutura de série de tempo dos dados utilizados e as vantagens que o modelo possui em relação aos modelos autorregressivos do tipo VAR. Em relação às vantagens do modelo, é possível citar a discussão de cointegração a partir de variáveis  $I(0)$  e  $I(1)$ , sendo necessária a utilização de pelo menos uma variável não estacionária  $I(1)$ .

A discussão de cointegração teve origem no trabalho seminal de Granger (1988), que, ao analisar as séries não estacionárias, observou a possibilidade de combinação linear entre as séries, obtendo como resultado uma série estacionária. Nessa situação, a estacionariedade garante propriedades estatísticas no longo prazo entre as variáveis envolvidas. Nessa abordagem, Granger e Newbold (1974) introduzem a discussão de regressões espúrias, ou seja, resultados que podem não ser válidos para séries de tempo no longo prazo. Desde então, a análise da raiz unitária das séries é fundamental para garantir a robustez das regressões.

Complementando a análise, Pesaran e Schin (1999) formularam uma nova metodologia de cointegração, partindo dos modelos autorregressivos. Para

definição dos coeficientes de cointegração, Pesaran, Schin e Smith (2001) desenvolveram o Bounds Testing Approach, utilizando o método de Wald para testar a significância conjunta dos parâmetros no longo prazo, com base na hipótese nula de ausência de cointegração, portanto, é necessário rejeitar a hipótese nula para confirmar relações de longo prazo entre as séries.

Pesaran et al. (2001) forneceram a banda de valores críticos. Caso a estatística do teste de Wald fique abaixo da banda inferior de valores críticos, é possível confirmar que não existe cointegração entre as variáveis; se a estatística Wald ficar acima da banda superior, é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração. Por fim, caso a estatística obtida fique entre os valores máximos e mínimos, o teste é inconclusivo quanto à existência ou não de cointegração.

Continuando no debate sobre a integração, tem-se que a estimação de uma equação cointegrante pelo método dos mínimos quadrados dinâmico (DOLS) foi desenvolvida por Saikkonen (1992) e Stock e Watson (1993), e tem por objetivo construir um estimador assintoticamente eficiente que elimina o processo de *feedback* do sistema cointegrante.

O método desenvolvido por Stock e Watson (1993) corrige para possível viés de simultaneidade entre os regressores e é baseado em uma abordagem paramétrica para estimar o equilíbrio de longo prazo em sistemas que podem envolver variáveis integradas de diferentes ordens, mas que ainda assim são cointegradas.

O método envolve um processo de ampliação da regressão cointegrante com termos de defasagem e de períodos futuros (*lags and leads*) para a primeira diferença do regressor ( $\Delta X$ ), de tal forma que o termo de erro resultante da equação cointegrante é ortogonal em relação a toda a história das inovações estocásticas dos regressores.

Sob endogeneidade e/ou autocorrelação dos resíduos, o estimador de MQO, apesar de consistente, não será assintoticamente normal. Para se corrigir esse problema, uma solução é o estimador MQO dinâmico (DOLS), sendo que a ideia é estimar  $\beta$  na seguinte regressão para um modelo com duas variáveis  $Y_t$  e  $X_t$ :

$$Y_t = \alpha + \lambda t + \beta X_t + \sum_{j=-q}^r \delta_k \Delta X_{t+j} + u_t \quad (2)$$

em que  $q$  representa o número de defasagens e  $r$  o número de períodos futuros, e o modelo pode incluir um intercepto ( $\alpha$ ) e um termo de tendência ( $\lambda t$ ). A escolha das defasagens ( $q$ ) e dos períodos futuros ( $r$ ), *lags and leads*, é feita com base em critérios de informação como os de Akaike, Schwarz ou Hannan-Quinn.

Phillips e Hansen (1990) propuseram um estimador que emprega uma correção semiparamétrica para eliminar os problemas causados pela correlação de longo prazo entre a equação cointegrante e as inovações dos regressores estocásticos. O resultado desse método foi o chamado MQO modificado (FMOLS), que é assintoticamente não viesado e permite a utilização dos testes Wald. O estimador FMOLS utiliza estimações preliminares da matriz de longo prazo simétrica dos resíduos, e o fundamental para a estimação FMOLS é esta construção dos estimadores da matriz de covariância de longo prazo.

### 3

## ANÁLISE DOS DADOS E ESTIMAÇÕES

O primeiro passo para a estimação dos modelos ARDL, FMOLS e DOLS é a realização dos testes de estacionariedade (Tabela 1), com o intuito de avaliar a ordem de integração das séries temporais para cada um dos cinco países dos Brics. A estimação ARDL aceita uma combinação de variáveis estacionárias e não estacionárias, ou mesmo todas as séries não estacionárias.

**Tabela 1**

**Testes de estacionaridade (ADF, PP e KPSS)**

País	Variável	ADF	PP	KPSS	Decisão
		[Estatística-t]	[Estatística-t]	[Estatística-t]	[Estatística-t]
Brasil	Volat_bra	-12,809***	-12,667***	1,1941	I(0)
	Dif_Juros_Bra	1,660	2,027	2,087***	I(1)
	Mortes_Bra	-1,184	-0,263	2,904***	I(1)
	Casos_Bra	0,786	2,08	3,013***	I(1)
Rússia	Volat_Russia	-10,854***	-7,620***	0,481*	I(0)
	Dif_Juros_Russia	2,205	2,974	1,902***	I(1)
	Mortes_Russia	2,041	8,303	2,726***	I(1)
	Casos_Russia	2 225	5,472	2,870***	I(1)
Índia	Volat_India	-5,873***	-21,730***	0,7341*	I(0)
	Dif_Juros_India	-3,224**	3,203**	1,4204***	I(0)
	Mortes_India	0,967	0,261	2,863***	I(1)
	Casos_India	0,117	0,995	2,789***	I(1)
China	Volat_China	-8,940***	-11,370***	0,689*	I(0)
	Dif_Juros_China	-12,826***	-7,778***	0,454*	I(0)
	Mortes_China	-6,514***	-6,570***	0,8416***	I(0)
	Casos_China	3,526	1,549	2,929***	I(1)
África do Sul	Volat_South	-21,002***	-21,475***	1,180***	I(0)
	Dif_Juros_South	-7,701***	-2,306	-0,932***	I(1)
	Mortes_South	-0,49	0,288	2,875***	I(1)
	Casos_South	0,051	1,083	2,913***	I(1)

Notas: \*, \*\* e \*\*\* significam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1% , respectivamente. ADF e PP: H0: Raiz Unitária; KPSS: H0: Estacionária. Resultados obtidos com a inclusão de tendência e intercepto.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 2 reporta os modelos ARDL estimados para cada um dos cinco países, incluindo não apenas as defasagens utilizadas, mas também as variáveis significativas e o teste de autocorrelação. Cabe destacar que no caso da

Rússia, tanto no modelo de casos por milhão (Tabela 2) como no de mortes por milhão (Tabela 3), ocorreu autocorrelação, e, mesmo com a alteração do número de defasagens, os dois modelos continuaram com autocorrelação, o que implica perda de eficiência dos estimadores, ainda que não gere problema de viés nos estimadores.

**Tabela 2**

**Modelos ARDL – Variável dependente (casos por milhão)**

Modelos	Defasagens Modelo	ARDL - Variáveis significantes	Autocorrelação Teste LM [Prob]
Brasil	(2, 2, 0)	VOLAT_BRA(-1, -2); CASOS_BRA(0); CONSTANTE	6,270 [0,792]
Rússia	(12, 10, 12)	VOLAT_RUSS(-1, -2, -3, -4, -5, -6, -8, -9, -11, -12); DIF_JUROS_RUSS(-4, -9, -10); CASOS_RUSS(-12); CONSTANTE(0); TREND(0)	244,57 [0,000]
Índia	(7, 8, 0)	VOLAT_IND(-6); DIF_JUROS_IND(0, -1, -6, -7); CASOS_IND(0)	3,871 [0,568]
China	(3, 10, 1)	VOLAT_CHINA (-1, -2, -3); DIF_JUROS_CHINA (-2, -3, -4, -5, -9, -10); CASOS_CHINA(0, -1)	3,302 [0,653]
África do Sul	(1, 11, 0)	DIF_JUROS_SOUTH(-3, -8, -10, -11); CASOS_SOUTH(0)	3,252 [0,661]

Notas: Modelo ARDL com máximo de 12 lags. Modelo selecionado a partir do critério de Akaike. Ordem das variáveis: 1) Volatilidade da taxa de câmbio por país; 2) Diferencial de juros (DIF\_JUROS); 3) Casos por milhão por país. Teste LM de autocorrelação H0: Ausência de Autocorrelação.

Fonte: Elaborada pelos autores com o Eviews 10.

Os modelos ARDL com a variável dependente de mortes por milhão para cada país foram estimados utilizando a possibilidade de 12 lags para as variáveis dependentes e explicativas. A seguir, foram realizados os testes de vetores de cointegração a partir da metodologia proposta por Pesaran e Schin (1999).

**Tabela 3**

**Modelos ARDL – Variável dependente (mortes por milhão)**

Modelos	Defasagens Modelo	ARDL - Variáveis significantes	Autocorrelação Teste LM [Prob]
Brasil	(2, 0, 5)	VOLAT_BRA(-1, -2); MORTES_BRA(-4, -5); CONSTANTE	4,193 [0,521]
Rússia	(12, 10, 1)	VOLAT_RUSS(-1, -2, -4, -5, -6, -7, -8, -10, -11, -12); DIF_JUROS_RUSS(-1, -5, -9, -10); MORTES_RUSS(0, -1), CONSTANTE, TREND	63,097 [0,000]
Índia	(2, 2, 0)	VOLAT_IND(-6,-7); DIF_JUROS_IND(0, -1, -6, -7); MORTES_IND(0)	13,571 [0,193]
China	(3, 10, 0)	VOLAT_CHINA(-1, -2, -3); DIF_JUROS_CHINA(0, -2, -3, -4, -5, -8, -9, -10)	4,139 [0,940]
África do Sul	(2, 2, 1)	DIF_JUROS_SOUTH(-2)	7,215 [0,704]

Notas: Modelo ARDL com máximo de 12 lags. Modelo selecionado a partir do critério de Akaike. Ordem das variáveis: 1) Volatilidade da taxa de câmbio por país; 2) Diferencial de juros (DIF\_JUROS); 3) Casos por milhão por país. Teste LM de autocorrelação H0: Ausência de Autocorrelação.

Fonte: Elaborada pelos autores com o Eviews 10.

A abordagem utilizada nos modelos ARDL usa bandas de valores para determinar a presença de vetores de cointegração. Nesse caso, é necessário que o valor crítico da estatística F do modelo seja superior aos valores das bandas críticas de 5% e 10%. Caso o valor seja menor que a banda inferior, rejeitamos a hipótese de existência de cointegração; por outro lado, se a estatística F ficar no intervalo entre as bandas, o valor será inconclusivo. Para os modelos estimados, foi rejeitada a hipótese nula de ausência de cointegração em todos os modelos avaliados, conforme apresentado na Tabela 4.

**Tabela 4**  
**Testes de Cointegração**

Modelo	Estatística F	Valores críticos				Longo prazo Cointegração
		I(0) Bound		I(1) Bound		
		10%	5%	10%	5%	
CASOS_BRA	56,858	3,17	3,79	4,14	4,85	Sim
MORTES_BRA	65,984	3,17	3,79	4,14	4,85	Sim
CASOS_RUSS	17,409	4,19	4,87	5,06	5,85	Sim
MORTES_RUSS	40,851	4,19	4,87	5,06	5,85	Sim
CASOS_IND	15,706	3,17	3,79	4,14	4,85	Sim
MORTES_IND	15,867	2,17	2,72	3,19	3,83	Sim
CASOS_CHINA	37,985	2,17	2,72	3,19	3,83	Sim
MORTES_CHINA	34,924	2,17	2,72	3,19	3,83	Sim
CASOS_SOUTH	164,22	2,17	2,72	3,19	3,83	Sim
MORTES_SOUTH	77,927	2,17	2,72	3,19	3,83	Sim

Notas:  $H_0$ : Ausência de cointegração.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Após a confirmação da existência de vetores de cointegração, é possível estimar os coeficientes de longo prazo. Na Tabela 5, serão apresentados os resultados utilizando a variável de interesse de casos de Covid-19 por milhão para cada país dos Brics, e, na Tabela 6, os coeficientes para a variável de interesse de mortes por milhão para cada país.



**Tabela 5**

**ARDL – Casos por milhão – Coeficientes de longo prazo**

Variável dependente – Volatilidade da taxa de câmbio nominal efetiva

Modelo	BRASIL	RÚSSIA	ÍNDIA	CHINA	ÁFRICA DO SUL
Modelo ARDL	(2, 2, 0)	(12, 10, 12)	(7, 8, 0)	(3, 10, 1)	(1, 11, 0)
Variáveis	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]
DIF_JUROS	1,40E-07	-6,08E-07	<b>9,87E-08</b>	<b>8,73E-08</b>	<b>5,70E-07</b>
	[0,234]	[0,402]	[0,004]	[0,000]	[0,000]
CASOS	<b>-2,66E-11</b>	<b>3,29E-10</b>	<b>-3,85E-12</b>	-1,14E-09	<b>-7,29E-12</b>
	[0,000]	[0,004]	[0,003]	[0,091]	[0,012]

Nota: Coeficientes significativos ao nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaboradas pelos autores com o Eviews 10.

A estimação dos modelos ARDL da volatilidade cambial para os Brics considerando a variável de casos por milhão, conforme descrito na Tabela 5, revela que, para três dos quatro modelos estimados, a variável de interesse, casos por milhão, tem um coeficiente estimado negativo (Brasil, Índia e África do Sul), indicando que aumentos (diminuições) no número de casos por milhão estão associados a reduções (aumentos) na volatilidade cambial, enquanto para o caso da Rússia, a relação é direta, ou seja, aumentos (diminuições) nos casos de Covid-19 estão associados a aumentos (diminuições) na volatilidade cambial. Não houve significância estatística para a variável casos de Covid-19 para a China.

Uma das hipóteses para essa relação negativa majoritária entre casos de Covid-19 e volatilidade cambial é que, durante esse período de crise sanitária, a condução das diversas políticas (monetária e fiscal), em geral, não foi capaz de direcionar fluxos de capitais da forma convencional (expansão fiscal associada a juros mais altos e entrada de capital), pois as mais diversas economias, emergentes ou não, estavam vivenciando o mesmo tipo de choque (crise sanitária), que, de certa forma, permitiu uma estabilidade cambial traduzida em termos de menor volatilidade cambial.

A outra variável do modelo, variável de controle, quando significativa, tem um coeficiente estimado positivo para Índia, China e África do Sul, e não significativa para Brasil e Rússia.

**Tabela 6**

**Modelos ARDL – Mortes por milhão – Coeficientes de longo prazo**  
**Variável dependente – Volatilidade da taxa de câmbio nominal efetiva**

Modelo	BRASIL	RÚSSIA	ÍNDIA	CHINA	ÁFRICA DO SUL
Modelo ARDL	(2, 0, 5)	(12, 10, 1)	(2, 2, 0)	(3, 10, 0)	(2, 2, 1)
Variáveis	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]	Coeficiente [Prob]
DIF_JUROS	1,45E-08	-1,12E-07	<b>6,70E-08</b>	<b>8,29E-08</b>	<b>5,43E-07</b>
	[0876]	[0,795]	[0,000]	[0,021]	[0,000]
MORTES	<b>-4,74E-10</b>	<b>3,59E-09</b>	<b>-2,59E-10</b>	-1,55E-08	-1,52E-10
	[0,024]	[0,009]	[0,000]	[0,627]	[0,134]

Nota: Coeficientes significativos ao nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores com o Eviews 10.

Os modelos ARDL utilizando a variável de interesse de mortes de Covid-19 por milhão, conforme apresentados na Tabela 6, apontaram que, para o Brasil e a Índia, o aumento no número de mortes causadas por Covid-19 por milhão de habitantes teve efeito negativo e estatisticamente significativo na volatilidade da taxa de câmbio nominal efetiva do período analisado. Em contrapartida, o modelo da Rússia apresentou um coeficiente positivo, ou seja, no período analisado, o aumento nas mortes por Covid-19 tendeu a aumentar a volatilidade da taxa de câmbio russa. Os modelos da China e da África do Sul não foram estatisticamente significantes.

Para a variável de diferencial da taxa de juros doméstica em relação aos juros dos Estados Unidos, os modelos da Índia, China e África do Sul apresentaram resultados positivos e significantes, isto é, a volatilidade da taxa de

câmbio foi diretamente impactada pelo diferencial dos juros. Por fim, foram estimados os coeficientes de curto prazo e o modelo de correção de erro.

### Tabela 7

#### Correção de erro e variáveis significativas: Dinâmica de curto prazo – modelo de casos por milhão

Modelo	ECM (-1) [Prob]	Variáveis significantes (curto prazo)
Brasil	-0,581 [0,000]	CONSTANTE; VOLAT_BRA(-1); DIF_JURSO_BRA(-1)
Rússia	-0,246 [0,000]	CONSTANTE; TREND; VOLAT_RUSS(-1, -2, -3, -4, -5, -6, -7, -8, -10, -11); DIF_JURSO_RUSS(-1, -4, -5, -7, -9); CASOS_RUSS(-11)
Índia	-0,627 [0,000]	CONSTANTE; VOLAT_IND(-1, -2, -3, -4, -5); DIF_JUROS_IND(-3, -6)
China	-0,562 [0,000]	VOLAT_CHINA(-1, -2); DIF_JUROS_CHINA(-1,-2, -3, -4, -8, -9); CASOS_CHINA (0)
África do Sul	-0,982 [0,000]	DIF_JUROS_SOUTH(0, -3, -8, -9, -10)

Fonte: Elaborada pelos autores com o Eviews 10.

Os valores estimados para a variável de casos por milhão para cada habitante indicaram que o tempo de retorno para o equilíbrio é levemente inferior a dois períodos, ou seja, em menos de dois dias após o choque, a variável tende a retornar para o equilíbrio. O resultado varia entre os países analisados, sendo que a África do Sul possui o valor maior, indicando um retorno em um dia, e a Rússia o menor valor, demandando quatro períodos para o retorno ao equilíbrio. A seguir, são apresentados os valores para a variável de mortes por milhão.

**Tabela 8**

**Correção de erro e variáveis significativas: Dinâmica de curto prazo  
 – modelo de mortes por milhão**

Modelo	ECM (-1) [Prob]	Variáveis significantes (curto prazo)
Brasil	-0,735 [0,000]	VOLAT_BRA(-1); MORTES_BRA(-1, -4)
Rússia	-0,443 [0,000]	VOLAT_RUSS(-1, -2, -3, -4, -5, -6, -7, -8, -9, -11); DIF_JUROS_RUSS(0, -4, -9); MORTES_RUSS(0)
Índia	-0,677 [0,000]	VOLAT_IND(-1, -2, -3, -4, -5); DIF_JUROS_IND(0, -6)
China	-0,541 [0,000]	VOLAT_CHINA(-1, -2); DIF_JUROS_CHINA(0, -1, -2, -3, -4, -8, -9)
África do Sul	-0,970 [0,000]	DIF_JUROS_SOUTH(-1); MORTES_SOUTH(0)

Fonte: Elaborada pelos autores com o Eviews 10.

Nos modelos de mortes por Covid-19 por milhão de habitantes, a velocidade de ajustamento foi superior aos resultados anteriores (Tabela 8). Na média, após o choque, os países levariam 1,48 dia para retornar ao equilíbrio. A Rússia apresentou a menor velocidade de ajustamento, em torno de dois dias, e a África do Sul indicou o retorno ao equilíbrio após um dia do choque. Na próxima seção, serão apresentados os resultados das estimações FMOLS e DOLS.

A Tabela 9 sistematiza os resultados das estimações FMOLS e DOLS para os modelos da volatilidade da taxa de câmbio nominal efetiva, tendo por base a variável de interesse casos (mortes) por Covid-19, conforme especificado nos modelos 1(2) para os Brics. As estimações FMOLS indicam que a variável casos (mortes) por Covid-19 tem coeficientes negativos e estatisticamente significativos em todas as estimações dos modelos 1 e 2, o que corrobora as evidências anteriores com as estimações dos modelos ARDL.

As estimações DOLS para o modelo 1 (casos Covid-19) indica que todos os modelos possuem coeficientes estimados negativos e significativos, com exceção da África do Sul, que mesmo com coeficiente negativo este não se mostrou estatisticamente significativo. Já na estimação do modelo 2 (mortes Covid-19), os coeficientes estimados são todos negativos, porém estes não se mostraram estatisticamente significativos para China e África do Sul. Os resultados tam-

bém confirmam as evidências anteriores reportadas pelas estimações dos modelos ARDL.

**Tabela 9**  
**Modelos FMOLS e DOLS**

Países/Modelos	Brasil	Rússia	Índia	China	África do Sul
<b>FMOLS</b>					
<b>Modelo 1</b>					
Casos Covid-19	-2.57E-11	-1.59E-10	-2.43E-12	2.71E-09	-7.38E-12
(Prob)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Diferencial de juros	1.23E-07	3.02E-06	8.19E-09	9.92E-08	5.71E-07
(Prob)	(0.273)	(0.000)	(0.000)	(0.084)	(0.000)
Cointegração (Prob)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Modelo 2</b>					
Mortes Covid-19	-4.75E-10	-2.34E-09	-3.39E-10	-2.53E-07	-1.70E-10
(Prob)	(0.017)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.070)
Diferencial de juros	1.53E-08	1.11E-06	1.48E-07	-7.17E-09	5.53E-07
(Prob)	(0.852)	(0.000)	(0.000)	(0.910)	(0.000)
Cointegração (Prob)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>DOLS</b>					
<b>Modelo 1</b>					
Casos Covid-19	-2.55E-11	-1.37E-10	-3.99E-12	-1.93E-09	-5.17E-12
(Prob)	(0.000)	(0.0003)	(0.000)	(0.008)	(0.141)
Diferencial de juros	1.51E-07	9.94E-07	6.75E-08	1.06E-07	5.65E-07
(Prob)	(0.185)	(0.061)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Cointegração (Prob)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Modelo 2</b>					
Mortes Covid-19	-5.08E-10	-1.41E-09	-3.59E-10	-5.56E-09	-5.99E-11
(Prob)	(0.012)	(0.0056)	(0.000)	(0.932)	(0.601)
Diferencial de juros	1.71E-08	8.61E-07	1.42E-07	-1.83E-07	5.37E-07
(Prob)	(0.849)	(0.000)	(0.000)	(0.006)	(0.000)
Cointegração (Prob)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: Teste de Cointegração de Philips-Ouriaris. Probabilidade com base na estatística Z. Hipótese nula: as séries não se cointegram. Variância de longo prazo com especificação das defasagens baseada no critério de Akaike.

Fonte: Estimções obtidas a partir do software Eviews 10.

Quanto aos resultados da variável de controle diferencial de juros, as estimações FMOLS e DOLS revelam que os coeficientes são positivos, com exceção da China (modelo 2), e significativos, com exceção da economia brasileira (modelos 1 e 2 FMOLS e DOLS) e da China (modelo 2 FMOLS).

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo examinou os efeitos da crise da Covid-19 na volatilidade das taxas de câmbio dos países do Brics. A ocorrência de uma crise sanitária de amplitude mundial, a partir do início de 2020, revela que o aumento no número de casos e mortes confirmados tem, em geral, uma relação negativa com a volatilidade cambial, controlando para o diferencial de juros.

Uma possível explicação para esta relação inversa pode estar associada ao fato de a crise afetar as economias avançadas e em desenvolvimento e, por isso, as políticas econômicas (monetária, fiscal e de controle dos fluxos de capitais) apresentam menor capacidade de afetar a trajetória (variação) da taxa de câmbio. Esse movimento pode ser justificado, pois outras economias estão, em geral, adotando políticas similares (expansão fiscal e juros baixos). Em relação às baixas taxas de juros, esse movimento foi predominante em grande parte do período das estimações (2020 e 2022), contudo, com a reversão dessa tendência para juros mais altos no período que extrapola a amostra do trabalho.

Cabe ressaltar ainda que, no primeiro semestre de 2022, ocorreram elevações de juros e aumento da volatilidade cambial nas economias emergentes — Brasil e Rússia, por exemplo, em parte devido à ocorrência de choques externos desfavoráveis (Guerra Ucrânia – Rússia) e problemas inflacionários (alimentos, energia e outras *commodities*) que acabam por introduzir incertezas no cenário mundial.

## EXCHANGE RATE VOLATILITY IN TIMES OF COVID-19 IN THE BRICS: ARDL AND COINTEGRATION MODELS (FMOLS AND DOLS)

### Abstract

The main goal of this work is to develop an empirical investigation on the occurrence of a sanitary crisis with data of cases and deaths of Covid-19, and their possible impact on the exchange rate volatility for the BRICS with daily data from February 20, 2020, to February 28, 2022, using ARDL, FMOLS and DOLS models. The results indicate that increases in the number of confirmed cases and deaths are associated with lower levels of exchange rate volatility, indicating that monetary and fiscal policies were inefficient in the context of a generalized health crisis in directing capital flows, and since the Covid-19 crisis is a global one, during the period of analysis there was a relative exchange rate stability, in other words, a lower exchange rate volatility.

**Keywords:** Exchange rate volatility; Covid-19; Brics; ARDL, DOLS and FMOLS models; interest rate.

### Referências

- Beckmann, J., & Czudaj, R. L. (2022). Exchange rate expectation, abnormal returns, and the Covid-19 pandemic. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 196, 1–25. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2022.02.002>
- Benzid, L., & Chebbi, K. (2020). The impact of Covid-19 on exchange rate volatility: Evidence through GARCH model. Available at SSRN 3612141. doi: <https://doi.org/10.2139/ssrn.3612141>
- Coudert, V., Couharde, C., & Mignon, V. (2011). Exchange rate volatility across financial crises. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 3010–3018. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.04.003>
- Chen, H. C., & Yeh, C. W. (2021). Global financial crisis and Covid-19: Industrial reactions. *Finance Research Letters*, 42, 101940.
- Feng, G. F., Yang, H. C., Gong, Q., & Chang, C. P. (2021). What is the exchange rate volatility response to Covid-19 and government interventions? *Economic Analysis and Policy*, 69, 705–719. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.01.018>

Fratzscher, M. (2009). What explains global exchange rate movements during the financial crisis? *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1390–1407. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.008>

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. doi: <https://doi.org/10.2307/1912791>

Granger, C. W. J. (1988). Causality, cointegration, and control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551–559. doi: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90055-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90055-3)

Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)

Honarmandi, Z., & Zarei, S. (2022). How does Covid-19 affect the volatility spillover between the exchange rate and the export-oriented businesses in Iran? *Global Business Review*, 09721509211060616. doi: <https://doi.org/10.1177/09721509211060616>

Ilzetzki, E., Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2020). Will the secular decline in exchange rate and inflation volatility survive Covid-19? [Working Paper N° w28108]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA. doi: <https://doi.org/10.3386/w28108>

Li, C., Su, Z. W., Yaqoob, T., & Sajid, Y. (2021). Covid-19 and currency market: a comparative analysis of exchange rate movement in China and USA during pandemic. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 1–16. doi: <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1959368>

Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The review of economic studies*, 57(1), 99–125.

Narayan, P. K. (2022). Understanding exchange rate shocks during Covid-19. *Finance Research Letters*, 45, 102181. doi: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102181>

Omrane, W. B., & Savaşer, T. (2017). Exchange rate volatility response to macroeconomic news during the global financial crisis. *International Review of Financial Analysis*, 52, 130–143. doi: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.05.006>

Pesaran, H., & Schin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, p. 371–413. Cambridge: Cambridge University Press. doi: <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>

Pesaran, H., Schin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. doi: <https://doi.org/10.1002/jae.616>

Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1–27. doi: <https://doi.org/10.1017/S0266466600010720>

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820. doi: <https://doi.org/10.2307/2951763>