

# SINCRONIZAÇÃO ENTRE AS TAXAS DE INFLAÇÃO DOS PAÍSES

Bruno José Bezerra Silva<sup>1</sup>

Lucas Lúcio Godeiro<sup>2</sup>

## Resumo

As pesquisas sobre a cointegração das taxas de inflação são instrumentos importantes no processo de análise de políticas monetárias e estratégias econômicas. Nesse sentido, o presente artigo objetiva mensurar a cointegração entre as taxas de inflação dos países dos grupos G7 e BRICS, no período de 1997-2019. Seguindo essa linha de raciocínio, apresenta-se as principais definições, causas e efeitos da inflação, bem como, estudos empíricos sobre a cointegração das taxas de inflação entre os países. A metodologia baseia-se em três modelos econométricos, são eles: Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada (GARCH 1,1), Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) e o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). Além disso, são usados os seguintes testes: coeficiente de correlação, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e a cointegração de Engle-Granger. Os resultados mostram que a volatilidade das taxas de inflação dos países selecionados intensifica-se nos seguintes períodos: (1998-1999), (2002-2003), 2008 e 2014. Em seguida, mostra-se que as taxas de inflação são correlacionadas, principalmente, nos países que possuem relações comerciais estreitas (G7) e membros do bloco econômico (BRICS). Além disso, verifica-se que as séries temporais dos países-membros do G7 e BRICS são estacionárias. Logo depois, mostra-se que as taxas de inflação dos países são cointegradas. Dito isso, conclui-se que boa parte das taxas de inflação dos países selecionados mostram comportamentos sincronizados.

**Palavras-chave:** Cointegração. Inflação. G7. BRICS.

## Abstract

Research on the cointegration of inflation rates is an important tool in the process of monetary policy analysis and economic strategies. In this sense, this paper aims to measure the cointegration between the inflation rates of the G7 and BRICS countries in the period 1997-2019. Following this line of reasoning, the main definitions, causes and effects of inflation are presented, as well as empirical studies on the cointegration of inflation rates among countries. The methodology is based on three econometric models, namely: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model (GARCH 1,1), Autoregressive Vector Model (VAR) and the Vector Error Correction Model (VECM). In addition, the following tests are used: correlation coefficient, Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Engle-Granger cointegration. The results show that the volatility of inflation rates of the selected countries intensifies in the following periods: (1998-1999), (2002-2003), 2008 and 2014. Then, it is shown that inflation rates are correlated mainly in countries that have close trade relations (G7) and members of the economic bloc (BRICS). Moreover, it is seen that the time series of the G7 and BRICS member countries are stationary. Soon after, it is shown that the inflation rates of the countries are cointegrated. That said, it is concluded that most of the inflation rates of the selected countries show synchronized behavior.

**Keywords:** Cointegration. Inflation. G7. BRICS.

**Área 7:** Economia internacional

**Classificação código JEL:** F15, E30, E31, E32.

---

<sup>1</sup> Mestre em economia pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN). E-mail: brunojosebj19@gmail.com

<sup>2</sup> Doutor em economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), e docente na Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA). E-mail: lucasgodeiro@ufersa.edu.br

## 1. INTRODUÇÃO

Estudos têm destacado a sincronização da inflação como ferramenta de análise da taxa inflacionária entre as economias, mensurando a similaridade entre os movimentos comuns na trajetória dessa variável entre os países e relacionando essas comunalidades a choques de política econômica comuns, características estruturais das economias, dentre outros fatores (ROGOFF, 2003; CICCARELLI, MOJON, 2010; HA, KOSE, OHNSORGE, 2019).

As pesquisas sobre sincronização entre as taxas de inflação são importantes, pois contribuem para a análise de estudos sobre as similaridades entre políticas monetárias dos países, criação de blocos econômicos, bem como, investigações científicas de fatores internos e externos.

Considerado a formação de blocos econômicos entre os países e os efeitos da globalização sobre o comportamento da taxa de inflação dos países, Neely e Rapach (2011) destaca que os comovimentos observados entre essa variável para os países europeus e norte-americanos são influenciados, especialmente, por elementos regionais, sendo resultado das integrações comerciais entre as regiões. Em países da América Latina e Ásia, choques exógenos (medidas executadas em outros países) impactam, majoritariamente, no comportamento da taxa de inflação dos países. Assim, as economias avançadas e aqueles países com instituições sólidas não são afetadas, significativamente, por fatores idiossincráticos.

Segundo Auer, Borio e Filardo (2017), em uniões econômicas ou monetárias, o comovimento entre as taxas de inflação das economias pode estar associado às Cadeias de Valor Globais (CVG), tendo em vista que as relações comerciais devem impactar no comportamento das taxas de inflação dos países. Desse modo, o aumento das CVG's provoca uma maior sensibilidade da taxa da inflação nacional. Para tais fins, é necessário identificar medidas de correlação empírica das CVG's e as taxas de inflação nacionais dos países ao longo do tempo.

Quanto aos efeitos dos choques comerciais, a sincronização das taxas de inflação está associada com as flutuações dos níveis de preços agregados e as taxas de juros nominais. Desse modo, adotando o processo de calibragem e correlação, os bancos centrais esperam a sincronização do movimento, devido as repercussões dos choques comerciais comuns no decorrer do tempo. Dito isto, os choques comerciais podem provocar efeitos sob a sincronização das taxas de inflação dos países (HENRIKSEN, KYDLAND e ŠUSTEK, 2013).

Em economias com pouca abertura comercial, as políticas monetárias são similares e os possíveis bônus de cooperação estão associados aos efeitos das atividades econômicas externas sob o custo marginal interno da produção. Entretanto, a abertura para o comércio significa a diferenciação entre o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e a inflação doméstica do país. Sob o sistema de cooperação de abertura da economia, os bancos centrais precisam apenas combinar as taxas de inflação interna diante dos ajustes da taxa de inflação externa (CLARIDA, GALI e GERTLER, 2002).

Esse artigo considera as taxas de inflação dos sete países mais avançados do mundo (Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Reino Unido) e os países emergentes que formam o grupo econômico BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul). A série temporal considera as informações de 1997-2019, disponíveis no endereço eletrônico do Fundo Monetário Internacional (FMI). Nesse sentido, se considera a hipótese de que as taxas de inflação entre os países são estacionárias no longo prazo.

O objetivo central do presente trabalho é mensurar a cointegração entre as taxas de inflação dos países dos grupos G7 e BRICS. Os objetivos específicos são: i) identificar a volatilidade das taxas de inflação dos países; ii) executar o teste de correlação entre as taxas de inflação dos países; iii) realizar o teste de cointegração de Engle-Granger;

Além desta introdução, este projeto está dividido em mais quatro seções. No capítulo 2 é realizada uma breve discussão sobre a revisão sobre a literatura. O terceiro capítulo traz a metodologia que será utilizada para mensurar a sincronização entre as taxas de inflação dos países. No quarto capítulo será apresentado os resultados e discussões. No quinto capítulo serão feitas as conclusões do estudo.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1 Estudos empíricos sobre a sincronização da inflação**

Levando em conta um conjunto de treze países emergentes da Ásia (Bangladesh, Bhutan, Camboja, China, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia, Mongólia, Nepal, Paquistão, Tailândia e Vietnã), no período de 2010-2016, Blagrove (2019) afirma que há uma sincronização da taxa de inflação no ramo alimentício, sendo assim, a integração comercial e movimentos comuns de taxas de câmbio foram fundamentais para o resultado do segmento. Todavia, a similaridade da inflação setorial não implica, necessariamente, a sincronização da inflação entre os países. Para tal resultado, a pesquisa usou o método de correlação e dados em painel.

Considerando uma amostra para alguns países asiáticos (Cingapura, Filipinas, Indonésia, Malásia e Tailândia) entre 1983 e 2017, Kang *et al* (2020) indicam que existe uma sincronização entre as taxas de inflação dos países. A pesquisa aponta uma causalidade positiva da rede entre os ciclos de inflação e a integração da inflação nos países selecionados, de forma que a sincronização da inflação entre os países ocorre, principalmente, devido aos tailandeses.

Lee e Lee (2019) usa o método de correlação dinâmica para verificar que a sincronização da inflação nos países asiáticos está vinculada diretamente com as taxas de inflação dos países que compõem o grupo econômico G7, dessa forma, o fator regional não gera impacto majoritário na mensuração da inflação asiática no período de 2000-2018. Diante disso, o contato comercial internacional determina o comportamento da taxa de inflação nos países da Ásia.

Arias e Wen (2014) observam que o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) nos Estados Unidos e China tiveram movimentos semelhantes no período de 2000-2013, desse modo, expandindo a correlação de preços entre os países. Além disso, as duas economias compartilham de processos similares de volatilidade da inflação. Esse resultado está associado com o ingresso da China na Organização Mundial do Comércio (OMC), em 2001.

Wang e Wen (2007) observa que nas economias avançadas (Áustria, Austrália, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Inglaterra, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia e Estados Unidos) a correlação média da inflação, no curto prazo, entre os países escolhidos é bastante significativa, se comparado com a dinâmica do produto. Além disso, a pesquisa indica que a sincronização da inflação é importante para o aperfeiçoamento de modelos e perspectivas das políticas monetárias.

Mumtaz e Surico (2012) aplicam o modelo de fatores dinâmicos em alguns países desenvolvidos (Alemanha, Austrália, Canadá, Espanha, Estados Unidos, França, Holanda, Itália, Japão, Nova Zelândia e Reino Unido), no período de 1961-2004. Os autores verificam que as taxas de inflação atuaram de maneira semelhante nos últimos anos de análise, dessa forma, ocorreu uma redução do nível de preços, da persistência e da volatilidade das taxas de inflação nos países selecionados. Além disso, os níveis de produtividade e os movimentos monetários são itens promissores para explicar as variações da taxa de inflação.

Lane (2020) afirma que nas últimas décadas ocorreu uma redução nas taxas de inflação nas economias avançadas e emergentes, dessa forma, aumentando a sincronização inflacionária entre os países. Além disso, aconteceu uma redução da volatilidade das taxas de inflação, dessa forma, permitindo uma maior estabilidade da variável. Este comovimento entre os países pode estar associado à convergência de três fatores, são eles: os choques comuns, as mudanças estruturais (de modo especial, a globalização), e os regimes de políticas monetárias.

Tiwari *et al.* (2019) usam os métodos de Diebold-Yilmaz e Barunik-Krehlik aplicados aos países europeus (Alemanha, Espanha, França e Itália), no período de 1955-2017. Os resultados da pesquisa mostram que, no longo prazo, ocorreu o aumento da sincronização da taxa de inflação que deve ter sido afetada pela paridade de poder de compra e adoção da moeda única (euro). Desse modo, a partir da criação da União Europeia, a similaridade das taxas de inflação tem sido impactada positivamente pela integração comercial entre os países.

Gerard (2012) utiliza o modelo de autorregressão vetorial aplicado em painel, aplicado, no período de 1981-2011, aos países que formam o G7. O estudo mostra que há uma sincronização nas taxas de inflação. Esta é impactada, principalmente, pelos choques nos preços das *commodities* e choques comuns nas atividades econômicas. No entanto, apenas estes elementos não podem explicar todo o processo de

comovimento da inflação, dessa forma, deve haver outras variáveis que impactam na similaridade inflacionária.

Álvarez, Gadea e Gómez-Loscos (2019), usa a média do coeficiente de correlação bivariada Pearson e o índice de comovimento Moran Stock-Watson de vinte e quatro países<sup>3</sup>, no período de 1996-2018, a fim de observar a sincronização da inflação nos países-membros da zona do euro. A pesquisa identifica que há um comovimento da inflação nas economias avançadas é bastante significativo, desse modo, cabe destacar uma maior sincronização entre os países-membros da zona do euro. Esse resultado está vinculado aos acordos comerciais e políticas monetárias semelhantes.

Cavallero (2011) utiliza uma decomposição de ciclo de tendência robusta baseada no modelo de Baxter e King para verificar que no período 1979–1992 existiam divergências nas tendências das taxas de inflação dos países que atualmente formam a zona do euro, desse modo, alguns países mostram comportamentos estruturais diferentes. Entretanto, esse cenário começou a ser modificado a partir da inserção do euro, desse modo, impulsionando os padrões de comércio e aumentando a sincronização da inflação entre os países.

Brož e Kočenda (2018) usam o teste de Dickey-Fuller aumentado e regressões aparentemente não relacionadas para os países da União Europeia, no período de 1999–2017. A pesquisa identifica uma convergência da inflação entre os países, desse modo, não ocorreu um impacto negativo na sincronização da inflação no período de pré-crise, bem como, aconteceu o fortalecimento da convergência da inflação no momento pós-crise.

Considerando os países-membros da Organização para a Cooperação do Desenvolvimento Econômico (OCDE), período de 1960-2008, Hakkio (2009) mensura a inflação industrial global para a taxa de inflação do IPC, inflação cíclica do IPC, inflação central do IPC e a inflação central cíclica do IPC. A pesquisa identifica um forte impacto da taxa de inflação industrial global sobre as taxas de inflação nacionais, bem como, nas taxas de inflação de setores não industriais e regionais. Por fim, é destacado que a sincronização nas taxas de inflação industrial impacta nos determinantes da inflação dos países.

Levando em conta o modelo dinâmico hierárquico, no período de 1996-2011, aplicado aos países emergentes e avançados, Förster e Tillmann (2014) afirma que, em alguns casos, a dinâmica da taxa de inflação pode ser determinada por elementos domésticos, sendo assim, cada país deve ter elementos idiossincráticos. A existência de diferentes proporções nos choques comuns e a adoção de políticas monetárias flutuantes podem contribuir para o protagonismo dos fatores endógenos no comportamento da taxa de inflação em alguns países. Todavia, este resultado não implica que as variáveis exógenas não geram impactos.

---

<sup>3</sup> Alemanha, Áustria, Bélgica, Canadá, Chipre, Dinamarca, Eslováquia, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Japão, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Polônia, Portugal e Reino Unido.

Alguns trabalhos (HAKKIO, 2009; MUMTAZ; SURICO, 2012; GERARD, 2012; AUER, LEVCHENKO; SAURÉ, 2017; BLAGRAVE, 2019; ÁLVAREZ, GADEA E GÓMEZ-LOSCOS, 2019; TIWARI, *et al.* 2019; KANG, *et al.* 2020) tem ainda se preocupado em identificar os potenciais determinantes da sincronização entre as taxas de inflação dos países.

Hakkio (2009) verifica que os choques comuns devem gerar efeitos positivos no comovimento das taxas de inflação. Além desta, há outras variáveis importantes que podem ser analisadas, são algumas delas: crescimento real do PIB, crescimento monetário, taxas de juros no curto, médio e longo prazo. Em linha similar, Gerard (2012) observa que os choques comuns nos preços de *commodities* contribuem para a sincronização das taxas de inflação das economias que formam o G7.

Neely e Rapach (2011) consideram que as taxas de inflação dos países podem sofrer interferência de fatores globais, regionais ou idiossincráticos. Nesse sentido, se menciona a produção por parte do governo, PIB *per capita*, taxa média de inflação e a volatilidade da inflação. Na ocasião, os autores realizaram uma regressão múltipla e bivariada.

Auer, Levchenko e Sauré (2017) utilizam um modelo de fatores dinâmicos para verificar que as relações comerciais são determinantes para a sincronização das taxas de inflação no setor industrial que deve gerar o comovimento nas taxas de inflação entre os países. Seguindo um raciocínio similar, Blagrove (2019) também verifica que os contatos comerciais e as taxas de câmbios são variáveis importantes e devem provocar impactos positivos.

Mumtaz e Surico (2012); Álvarez, Gadea e Gómez-Loscos (2019); Tiwari, *et al.* (2019); Kang, *et al.* (2020) observam que as variáveis monetárias são relevantes para os estudos de análises de sincronização das taxas de inflação. Os autores baseiam-se na hipótese de que a semelhança nas políticas monetárias entre os países deve contribuir com o comovimento das taxas de inflação.

### 3. METODOLOGIA ECONOMETRICA

#### 3.1 Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada (GARCH)

Segundo Bueno (2013), o modelo GARCH se baseia na estimação da variância condicional, desse modo, a principal contribuição desse modelo é a diferenciação de uso entre momentos de segunda ordem condicionais e não condicionais. O presente trabalho usa o modelo GARCH (1,1) que segundo Gujarati (2019), pode ser definido da seguinte maneira:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (1)$$

De acordo com Gujarati e Porter (2011), esse modelo mostra que a variância condicional de  $u$  no período  $t$  depende do termo de erro quadrático e da variância condicional no período de tempo anterior.

Seguindo esse raciocínio, o modelo pode ser generalizado para um modelo GARCH ( $p, q$ ); onde  $p$  são os termos defasados do termo de erro quadrático e  $q$  são termos das variâncias condicionais defasadas. O modelo GARCH (1,1) é equivalente ao modelo ARCH (2); e o modelo GARCH ( $p, q$ ) é equivalente ao modelo ARCH ( $p+q$ ).

### 3.2 Teste de coeficiente de correlação

De acordo com Gujarati (2019), o coeficiente de correlação ( $\rho$ ) objetiva medir a relação linear entre duas variáveis ( $X, Y$ ), desse modo, resultando em um número puro, sem quaisquer unidades. Nesse sentido, cabe destacar que o teste de coeficiente de correlação não resulta necessariamente na causalidade. De modo algébrico, Gujarati e Porter (2011) afirmam que o coeficiente de correlação é expresso pela seguinte equação:

$$r = \frac{\sum x_i y_i}{\sqrt{(\sum x_i^2)(\sum y_i^2)}} \quad (2)$$

Segundo Hill, Griffiths e Judge (2010), o produto do coeficiente de correlação pode variar entre -1 e 1. Considerando que  $r$  seja 1 ou -1, indica que há uma função linear perfeita positiva ou negativa, respectivamente. Se  $r$  for 0, indica que não há nenhuma associação entre as variáveis  $X$  e  $Y$ . Entretanto, Gujarati (2019) ressalta que se o coeficiente de correlação entre duas variáveis ( $X, Y$ ) for igual a 0, esse resultado não indica necessariamente que ambas as variáveis sejam estatisticamente independentes.

### 3.3 Teste Dickey-Fuller Aumentado

Segundo Bueno (2012), o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) objetiva estimar o modelo com as variáveis autorregressivas, dessa forma, se trata de identificar os desvios  $y_t$  em relação a sua média e para deslocar a distribuição de  $\alpha$  em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira. O presente trabalho considera o resultado de p-valor com intercepto e tendência. Nesse sentido, Sartoris (2013) afirma que o teste ADF com essas características pode ser executado por meio da seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde  $\varepsilon_t$  é o termo de erro de ruído branco puro e  $\Delta y_{t-1}$  é o valor defasado de um período. A quantidade de termos de diferenças defasados é determinado empiricamente, ou automaticamente pelo programa estatístico. Nessa perspectiva, o objetivo é que o termo de erro seja serialmente não

correlacionado, desse modo, a estimativa não deverá ser viesada de  $\delta$ . Na presente obra são consideradas seis defasagens definidas pelo *software*.

### 3.4 Teste de cointegração de Engle-Granger

Segundo Sartoris (2013), duas séries temporais são cointegradas quando são integradas de mesma ordem e prosseguem juntas ao longo do tempo. Hill, Griffiths e Judge (2010) explicam que a cointegração implica que  $X_t$  e  $Y_t$  seguem tendências estocásticas parecidas, dessa forma, suas diferenças ( $e_t$ ) são estacionárias. Nesse sentido, as variáveis cointegradas  $X_t$  e  $Y_t$  mostram uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Maia (2017) ressalta que duas séries não estacionárias podem mostrar uma relação de causa e efeito, caso sejam cointegradas. Nesse sentido, é preciso analisar o comportamento dos resíduos do ajuste de regressão que objetiva estimar a diferença entre as tendências de ambas as séries. Sendo assim, a regressão entre as duas séries temporais cointegradas resultará erros estacionários que deverão convergir para a média zero.

O teste de cointegração pode ser executado por meio da regressão dos resíduos das variáveis X e Y, desse modo, se elas estão não trilham trajetórias semelhantes, os resíduos dessa regressão deverão aumentar, termos absolutos (SARTORIS, 2013). Seguindo essa linha de raciocínio, Hill, Griffiths e Judge (2010) afirmam que a identificação de cointegração duas séries temporais podem ser obtidas por meio do teste de Dickey-Fuller definido pela seguinte regressão:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t \quad (4)$$

Onde  $\beta$  é vetor de coeficiente e  $e_t$  é o termo de erro.

### 3.5 Modelo de Vetor Autoregressivo (VAR)

De acordo com Mayorga, *et al.* (2007), o modelo autorregressivo pode ser um sistema de equações com duas variáveis, as quais se considera a interdependência e a relação por uma memória autorregressiva, ou seja, a variável  $X_t$  é afeta pelos números anteriores e pela série  $Z_t$  e vice-versa. Nesse caso, o modelo autorregressivo pode ser representado pelas seguintes expressões:

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt}$$

$$y_t = b_{20} - a_{21}z_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt}$$

Segundo Bueno (2012), o vetor autorregressivo permite a elaboração de modelos econômicos completos e a estimação de seus parâmetros. Nesse sentido, o modelo autorregressivo de ordem  $p$  por um



vetor de  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , ligadas entre si por meio da matriz  $A$ , pode ser expressa da seguinte forma:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^P A^{-1} B_i X_{t-1} + A^{-1} B \varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^P \Phi_i X_{t-1} + e_t$$

Onde:

$B_0$  = vetor de constantes  $n \times 1$ .

$B_i$  = matrizes  $n \times n$ .

$B$  = matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão.

$\varepsilon_t$  = vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

$\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$   $B \varepsilon_t \equiv A \varepsilon_t$ .

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

Segundo Thomaz (2017), o modelo VAR pode ser usado com as primeiras diferenças, mas, só é possível identificar a relação de curto prazo entre as variáveis. Nesse sentido, se as séries são cointegradas, a estimação pode ser feita pelo Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) que mostra informações sobre os desvios das séries no equilíbrio de longo prazo.

De acordo com Santos, Wolff e Souza (2013), o VECM pode ser definido pela seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-p} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \mu_t \quad (5)$$

Verges (2013) explica que  $p$  é a quantidade de defasagens escolhidas no modelo VAR. O vetor  $\alpha$  é a matriz ( $p \times r$ ) que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros de cointegração. O vetor  $\beta'$  são as relações estacionárias de cointegração entre as variáveis do modelo.

### 3.7 Base de dados e estatísticas descritivas

A área de pesquisa abrange os países que integram do grupo BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) e as economias que formam o G7 (Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido)<sup>4</sup>. A escolha pelo intervalo de tempo das séries (1997-2019) é conduzida pela disponibilidade de dados para os países selecionados e rejeição dos períodos de hiperinflação, dessa forma, evitando possíveis distorções nos resultados. Os dados das taxas de inflação dos países possuem frequências mensais

<sup>4</sup> No decorrer do artigo, os países selecionados serão denominados pelas suas respectivas siglas, são elas: África do Sul (ZA), Alemanha (DE), Brasil (BR), Canadá (CA), China (CN), Estados Unidos (US), França (FR), Índia (IN), Itália (IT), Japão (JP), Reino Unido (GB) e Rússia (RU).

a cada doze meses. O presente trabalho usa as informações presentes no endereço eletrônico do Fundo Monetário Internacional ([www.imf.org](http://www.imf.org)).

**Tabela 1** – Estatísticas descritivas das taxas de inflação dos países, 1997-2019.

País	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Observações
ZA	5.52%	14.01%	-2.00%	2.73%	-0.03	1.03	276
DE	1.42%	3.32%	-0.50%	0.69%	0.01	0.23	276
BR	6.19%	17.24%	1.65%	2.70%	1.56	3.93	276
CA	1.87%	4.68%	-0.95%	0.85%	0.13	1.10	276
CN	1.97%	8.80%	-2.20%	2.13%	0.60	0.57	276
US	2.15%	5.60%	-2.10%	1.17%	-0.31	1.16	276
FR	1.34%	3.61%	-0.73%	0.80%	-0.05	-0.26	276
IN	6.65%	19.67%	0.00%	3.33%	0.92	0.99	276
IT	1.74%	4.08%	-0.56%	1.00%	-0.31	-0.57	276
JP	0.18%	3.74%	-2.52%	1.05%	0.89	1.39	276
GB	1.99%	4.79%	0.20%	0.82%	0.57	0.92	276
RU	14.94%	126.51%	2.20%	19.67%	4.10	17.53	276

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI, 2021.

De acordo com a tabela 1, os países que possuem as menores médias de taxas de inflação, são os seguintes: Japão (0.18%), França (1.34%) e Itália (1.74%). Por outro lado, as maiores médias de taxas de inflação são da Rússia (14.94%), Índia (6.65%) e Brasil (6.19%). Assim sendo, as médias das taxas de inflação dos países são menores para os membros do G7 e maiores para os integrantes do grupo BRICS.

Os pontos máximos mais baixos acontecem na Alemanha (3.32%), França (3.61%) e Japão (3.74%); e os percentuais mais altos ocorrem na Rússia (126.51%), Índia (19.67%) e Brasil (17.24%). Os menores pontos mínimos acontecem no Japão (-2.52%), Canadá (-2.20%) e Estados Unidos (-2.10%); e as taxas mínimas mais altas ocorrem na Rússia (2.20%), Brasil (1.65%) e Reino Unido (0.20%).

Quanto desvios-padrão, a Alemanha (0.69%), França (0.80%) e Reino Unido (0.82%) são responsáveis pelos percentuais mais baixos; e os mais agudos ocorrem na Rússia (19.67%), Índia (3.33%) e África do Sul (2.73%). Conforme a literatura científica (NAVARRO, 2017; GARCIA e ISKREV, 2019), o indicador de desvio padrão é bastante usado para as mais diversas abordagens econômicas, pois, ajuda a entender o comportamento volátil e incertezas das taxas de inflação dos países.

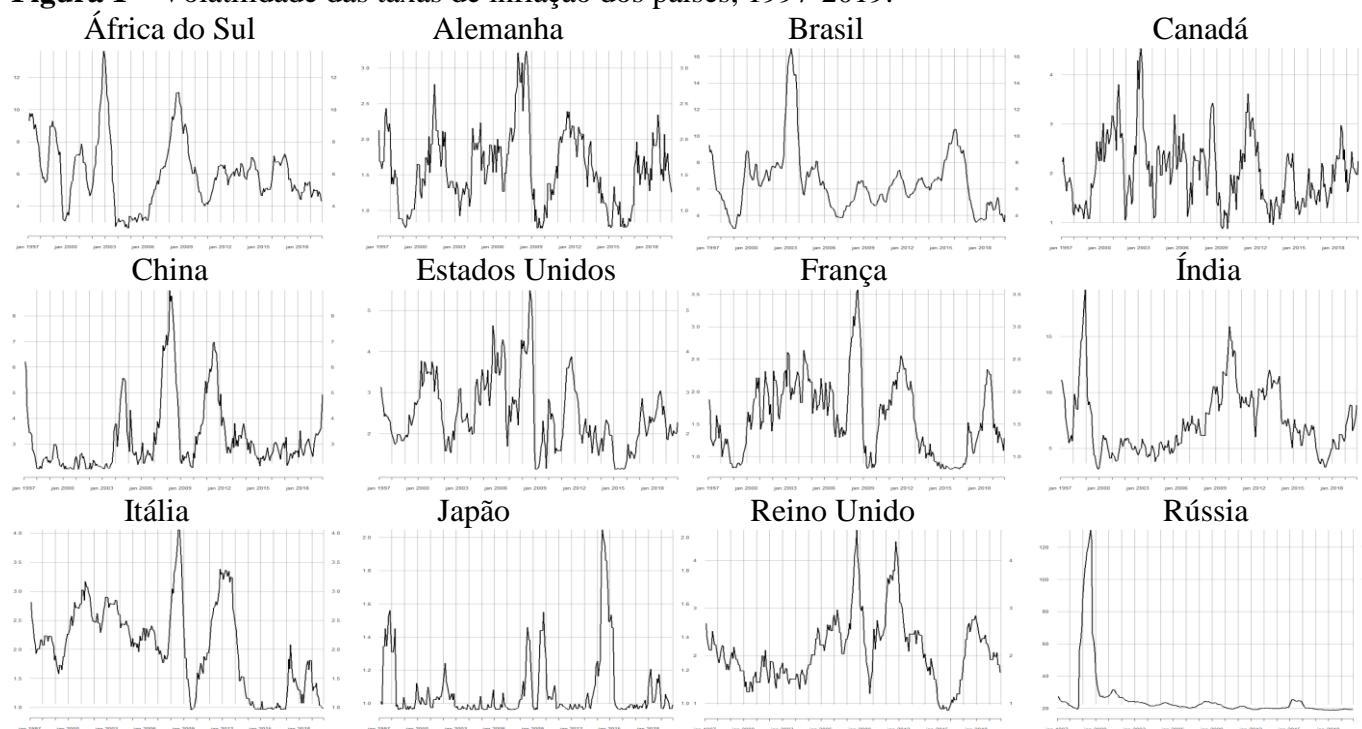
Os valores de assimetria mais baixos são encontrados na Itália (-0.31), Estados Unidos (-0.31) e França (-0.5); e os mais altos acontecem na Rússia (4.10), Brasil (1.56) e Índia (0.92). Já os resultados de curtose mostram que os valores mais baixos estão na Itália (-0.57), França (-0.26) e Alemanha (0.23); e os mais altos ocorrem na Rússia (17.53), Brasil (3.93) e Japão (1.39).

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

#### 4.1 Modelo de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva Generalizada (GARCH)

Buscando atender o primeiro objetivo específico do presente artigo, essa subseção apresenta as representações gráficas e análises acerca da volatilidade das taxas de inflação dos países selecionados, no período de 1997-2019. Para tanto, usou-se o modelo GARCH (1,1) para construir os resultados da figura 1.

**Figura 1** – Volatilidade das taxas de inflação dos países, 1997-2019.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI, 2021.

De acordo com a figura 1, as taxas de inflação de alguns países mostram trajetórias de volatilidade parecidas em momentos específicos. Nesse sentido, a análise de dos resultados pode ser dividida em quatro períodos importantes, são eles: (1998-1999), (2002-2003), 2008 e 2014.

No período de 1998-1999, a Índia e a Rússia mostraram as taxas mais elevadas de volatilidade de suas séries temporais. Segundo Ferrari Filho e Paula (2006), o comportamento volátil da taxa de inflação russa está associado com as mudanças cambiais no país. Na Índia, Rao (2000) afirma que a crise financeira asiática contribuiu para a volatilidade da taxa de inflação, pois, ocorreu um cenário de temor e incerteza em diversos países da Ásia, inclusive na Índia.

No segundo período destacado (2002-2003), a África do Sul, Brasil e Canadá apresentaram comportamentos voláteis mais altos de suas séries de tempo. De acordo com a literatura (FONSECA, PERES e ARAÚJO, 2016; CAETANO e CORREA, 2008; BIONDI e TONETO JUNIOR, 2005), esse cenário está associado ao período de recessão impulsionado pelos choques externos, alta da aversão ao risco dos investidores estrangeiros e a fuga de capitais.

Em 2008, a taxa de volatilidade da inflação é mais aguçada na Alemanha, China, Estados Unidos, França, Itália e Reino Unido. Segundo a literatura (FANG, YANG e MEIYAN, 2009; CAMPOS, 2010; CISESKI, 2012), o comportamento volátil dos países está associado ao cenário de crise financeira agravada pelo encerramento das atividades do banco *Lehman Brothers* e outras instituições, desse modo, estimulando a incerteza no mercado.

Em 2014, os japoneses experimentaram o período mais volátil da taxa de inflação dentro da série temporal selecionada. De acordo com Antonioli (2015), esse resultado está vinculado com o aumento de tributos estabelecido pelo governo japonês, desse modo, esse período causou o aumento das taxas de inflação momentaneamente. Nos anos seguintes, o país retornou a obter taxas positivas, porém, próximo de zero.

#### 4.2 Teste de coeficiente de correlação

Visando atender o segundo objetivo específico do presente artigo, essa subseção apresenta os dados estatísticos e análises sobre a correlação entre as taxas de inflação dos países selecionados, no período de 1997-2019. Para tanto, usou-se o teste de coeficiente de correlação para construir os resultados da tabela 2.

**Tabela 2** – Matriz de correlação das taxas de inflação dos países, 1997-2019.

País	ZA	DE	BR	CA	CN	US	FR	IN	IT	JP	GB	RU
ZA	1											
DE	0.03	1										
BR	0.11	-0.15	1									
CA	0.11	0.47	0.31	1								
CN	-0.11	0.61	-0.06	0.29	1							
US	-0.04	0.70	-0.02	0.73	0.44	1						
FR	-0.04	0.79	0.13	0.64	0.50	0.76	1					
IN	0.26	-0.15	-0.32	-0.38	0.07	-0.25	-0.20	1				
IT	0.14	0.64	0.14	0.48	0.21	0.64	0.81	-0.06	1			
JP	0.16	0.16	-0.11	0.06	0.27	0.10	-0.06	-0.02	-0.20	1		
GB	0.18	0.57	-0.36	0.24	0.47	0.43	0.49	0.30	0.48	0.11	1	
RU	0.13	-0.28	-0.08	-0.04	-0.41	0.01	-0.22	0.01	0.07	-0.11	-0.14	1

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI, 2021.

De acordo com a tabela 2, a correlação da taxa de inflação sul-africana é fraca (positivamente ou negativamente) com outros países. Nesse sentido, destaca-se a correlação das taxas de inflação entre a África do Sul e a Índia, 0.26. Segundo Brasil (2012), esse resultado está associado a uma relação comercial histórica, e que foi intensificada com a entrada dos sul-africanos no BRICS em 2011.

Na Alemanha, ocorre uma correlação positiva forte com os chineses (0.61), norte-americanos (0.70), franceses (0.79) e italianos (0.64). Nesse sentido, ainda se destaca o Canadá (0.47) e Reino Unido (0.57)

que são regularmente correlacionados de forma positiva com a inflação alemã. Seguindo esse raciocínio, a Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro – FIRJAN (2018) mostra que tais países são os principais destinatários das exportações alemãs.

No Brasil, os resultados mostram que há uma correlação regular positiva com o Canadá. Nesse sentido, Silva (2013) destaca que os ambos os países vêm estreitando os laços comerciais e aumentando os investimentos. Por exemplo, os canadenses têm interesse nas questões que envolvem a produção de gás e petróleo e os brasileiros têm interesse científico na região da Antártida; ou seja, é uma relação que contribui para ganhos mútuos.

No Canadá, as taxas de inflação são fortemente correlacionadas de forma positiva com os Estados Unidos (0.73) e França (0.64). Além disso, há uma correlação regular positiva com Alemanha (0.47), Brasil (0.31) e Itália (0.48). Seguindo esse raciocínio, Brasil (2010) mostra que o Canadá e os Estados Unidos são os principais parceiros comerciais entre si; desse modo, os canadenses exportam e importam produtos dos Estados Unidos.

Na China, os dados mostram que as taxas de inflação são fortemente correlacionadas de forma positiva com a Alemanha (0.61). E regularmente correlacionada de maneira positiva com Estados Unidos (0.44), França (0.50) e Reino Unido (0.47). Conforme mostrado anteriormente, a correlação das taxas de inflação chinesas e alemãs pode estar associada com os processos de importação e exportação de bens e serviços.

Nos Estados Unidos, as taxas de inflação são fortemente correlacionadas, de forma positiva, com a Alemanha (0.70), Canadá (0.73), França (0.76) e Itália (0.64). Além disso, possui uma correlação regular e positiva com a China (0.44) e Reino Unido (0.43). As taxas de inflação estão fracamente correlacionadas com demais países de forma positiva ou negativa.

Na França, os resultados mostram que as taxas de inflação são fortemente correlacionadas com a Alemanha (0.79), Canadá (0.64), Estados Unidos (0.76) e Itália (0.81). Além disso, há correlações regulares e positivas com China (0.50) e Reino Unido (0.49). Os outros países são correlacionados fracamente de maneira positiva ou negativa.

Na Índia, as taxas de inflação são regularmente correlacionadas, de maneira negativa, com o Brasil (-0.32) e Canadá (0.38). Além disso, há apenas correlações positivas fracas que acontecem com a África do Sul (0.26), Canadá (0.07), Reino Unido (0.30) e Rússia (0.01). Portanto, não há taxas de inflação fortemente correlacionadas com outros países.

Na Itália, os dados mostram que as taxas de inflação são fortemente correlacionadas de forma positiva com a Alemanha (0.64), Estados Unidos (0.64) e França (0.81). De maneira regular e positiva, há correlação apenas com o Canadá (0.48). Os demais países são correlacionados de modo fracamente positivo ou negativo, porém, próximos da correlação nula.

No Japão, não há correlações regulares ou fortes, todas as combinações são fracamente correlacionadas de maneira positiva ou negativa. Pelo lado positivo, se destaca a correlação com a China (0.27), Alemanha (0.16) e África do Sul (0.16). Nesse sentido, Silva (2012) ressalta que os laços comerciais consolidados, a proximidade geográfica e complementaridade das economias asiáticas colaboram no processo de aproximação dos dois países. E pelo lado negativo, a Itália (-0.20), Brasil (-0.11) e Rússia (-0.11) são os destaques.

No Reino Unido, os resultados mostram que as taxas de inflação são regularmente correlacionadas de forma positiva com a Alemanha (0.57), China (0.47), Estados Unidos (0.43), França (0.49) e Itália (0.48). Apenas um país é correlacionado regularmente de maneira negativa, o Brasil (-0.36). Os outros países são correlacionados fracamente de modo positivo ou negativo.

Na Rússia, os resultados mostram que não existem correlações fortes. As taxas de inflação são regularmente correlacionadas de forma negativa apenas com a China (-0.41), todas as outras correlações são positivamente ou negativamente fracas. De modo positivo, destaca-se a África (0.13) e Itália (0.07). E pelo lado negativo, a Alemanha (-0.28) e a França (-0.22) são os destaques. Os outros países são correlacionados de maneira fracamente positiva ou negativa, porém, próximos da correlação nula.

### 4.3 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Buscando verificar a estacionariedade das séries temporais das taxas de inflação dos países escolhidos, no período de 1997-2019, usou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado para construir os resultados da tabela 3.

**Tabela 3** – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), 1997-2019.

<b>País</b>	<b>ADF</b>	<b>p-valor</b>
ZA	-4.67	0.01
DE	-6.05	0.01 <sup>5</sup>
BR	-3.54	0.04
CA	-4.44	0.01
CN	-4.19	0.01
US	-4.38	0.01
FR	-3.51	0.04
IN	-6.88	0.01 <sup>6</sup>
IT	-3.73	0.02
JP	-3.75	0.02
GB	-5.83	0.01 <sup>7</sup>
RU	-5.05	0.01

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI, 2021.

<sup>5, 6, 7</sup> Os resultados de Alemanha, Índia e Reino Unido correspondem ao teste da primeira diferença, pois, os testes de níveis mostram não estacionariedade. Nos testes de nível, os resultados de ADF e p-valor foram os seguintes: Alemanha (-3.37 e 0.06), Índia (-3.13 e 0.10) e Reino Unido (-2,96 e 0.17).

A estacionariedade das séries temporais pode ser de 1%, 5% ou 10%. Segundo a tabela 3, a hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada aos níveis de 5% e 10%, pois, os resultados encontrados de p-valor são abaixo dos percentuais mencionados. Seguindo esse raciocínio, a não estacionariedade só não é rejeitada pelas séries temporais de Brasil, França, Itália e Japão.

A literatura científica (SILVEIRA, MATTOS e KONRATH, 2017; CAS, 2018; SILVA, 2019), mostra que vários trabalhos acadêmicos utilizam o nível de significância de 5%. Seguindo essa linha, o presente artigo também usa o mesmo percentual de confiança para as séries temporais selecionadas.

Segundo Bueno (2012), as estatísticas ADF e os p-valores estão vinculados, pois, quanto mais negativo for o primeiro número, maior será a rejeição da hipótese nula na série. Nesse sentido, destaca-se que a tabela 3 mostra que a Índia (-6.88) é o país com a menor estatística ADF e maior rejeição de raiz unitária. Por outro lado, a França (-3.51) é o país com maior estatística ADF e menor rejeição da hipótese nula.

#### 4.4 Teste de cointegração de Engle-Granger

A fim de atender o terceiro objetivo específico do presente artigo, essa subseção apresenta os dados estatísticos e análises sobre a cointegração entre as taxas de inflação dos países selecionados, no período de 1997-2019. Para tanto, usou-se o teste de cointegração de Engle-Granger para construir os resultados da tabela 4.

**Tabela 4** – Teste de cointegração de Engle-Granger, 1997-2019.

País	ZA	DE	BR	CA	CN	US	FR	IN	IT	JP	GB	RU
ZA	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.04	0.05	0.04	0.05	0.01
DE	0.01	0.01	0.01	0.01	0.07	0.01	0.01	0.05	0.10	0.04	0.02	0.01
BR	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	0.05	0.02	0.01	0.01
CA	0.01	0.01	0.01	0.01	0.05	0.01	0.01	0.01	0.10	0.03	0.09	0.01
CN	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.04	0.04	0.10	0.03	0.03	0.01
US	0.01	0.01	0.01	0.01	0.10	0.01	0.03	0.02	0.10	0.37	0.09	0.01
FR	0.01	0.01	0.01	0.01	0.10	0.01	0.01	0.04	0.10	0.02	0.03	0.01
IN	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.06	0.03	0.02	0.01
IT	0.01	0.04	0.01	0.01	0.05	0.01	0.03	0.04	0.01	0.01	0.06	0.01
JP	0.01	0.03	0.01	0.01	0.04	0.01	0.01	0.04	0.02	0.01	0.08	0.01
GB	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	0.09	0.04	0.01	0.01
RU	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	0.09	0.04	0.01	0.01

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI, 2021.

De acordo com a tabela 4, todas as séries rejeitam a hipótese nula, ou seja, são cointegradas. Nota-se que para a maioria dos países existe uma relação de longo entre as inflações, dado que se rejeita a hipótese

nula de que não existe relação de cointegração entre as variáveis. Neste sentido pode-se afirmar que um choque na inflação de determinado país afeta a inflação dos seus pares.

É possível observar que para a maioria dos países, a cointegração acontece ao nível de confiança de 1%, desse modo, seguido 5% e 10%. Esses resultados mostram que o valor distinto de zero, significa que há cointegração entre as séries temporais de inflação dos países selecionados.

Percebe-se que as taxas de inflação de muitos países são cointegradas ao nível de confiança de 1%, entre elas, menciona-se as seguintes combinações: África do Sul – Brasil, Canadá – Alemanha, Reino Unido – França. Esse resultado indica que o comportamento da taxa de inflação no país A pode afetar de forma positiva ou negativa a taxa de inflação no país B no curto, médio e/ou longo prazo.

Seguindo esse raciocínio, ao nível de confiança de 5%, pode-se destacar algumas combinações binárias (África do Sul – Itália, Alemanha – Índia, Itália – Canadá, entre outros). Já ao nível de confiança de 10%, menciona-se as seguintes combinações: Itália – Alemanha, Estados Unidos – China, França - Itália, etc. Nota-se que a ordem das variáveis é essencial para tais resultados, pois, inverso pode mostrar níveis de cointegração diferentes.

## 5. CONCLUSÃO

O presente artigo buscou mensurar a cointegração entre as taxas de inflação dos países-membros dos grupos G7 e BRICS. Diante disso, foram estabelecidos os seguintes objetivos específicos: identificar a volatilidade das taxas de inflação dos países; calcular o coeficiente de correlação entre as taxas de inflação dos países; e realizar o teste de cointegração de Engle-Granger.

O comportamento volátil das taxas de inflação dos países selecionados foi mensurado através do modelo GARCH (1,1). O resultado obtido mostrou que a taxa de volatilidade aumentou, especialmente, nos seguintes períodos: (1998-1999), (2002-2003), 2008 e 2014. Salienta-se que uma parcela significativa dos países (Alemanha, China, Estados Unidos, França, Itália e Reino Unido) mostrou maior volatilidade no penúltimo período mencionado.

As correlações entre as taxas de inflação dos países foram calculadas através da matriz de coeficiente de correlação. Os dados obtidos mostraram que as correlações entre os países acontecem, principalmente, entre países que possuem relações comerciais estreitas (G7) e membros do bloco econômico (BRICS). Além disso, percebe-se que as correlações fortes e positivas ocorrem, especialmente, entre as economias avançadas.

A estacionariedade das taxas de inflação dos países foi mensurada através do teste de Dickey-Fuller Aumentado. Os resultados apresentados mostraram que as taxas de inflação dos países do G7 e BRICS são estacionárias. Além disso, a maioria das séries temporais apresentam níveis de significância de 1%. Esse resultado é interessante, pois permite o prosseguimento da análise de dados.



A cointegração entre as taxas de inflação dos países selecionados foi calculada através do teste de cointegração de Engle-Granger. Os dados mostraram que as séries temporais são cointegradas, pois rejeitam a hipótese nula. Seguindo essa linha de raciocínio, percebeu-se que boa parte dos países apresentaram relações nas taxas de inflação no longo prazo.

Em pesquisas futuras, recomenda-se a análise bivariada para cada possível determinante das taxas de inflação dos países, dessa forma, será possível identificar quais variáveis influenciam o comportamento da taxa de inflação e os efeitos sobre o objeto de estudo. Nesse sentido, o presente artigo, baseada na literatura científica, apresenta vários possíveis determinantes das taxas de inflação dos países.

## REFERÊNCIAS

ÁLVAREZ, L. J; GADEA, M. D; GÓMEZ-LOSCOS, A. **Inflation interdependence in advanced economies**. Documentos de Trabajo n.1920. Banco de Espanha. 2019.

ANTONIOLI, G. L. A. **Políticas anticíclicas: a luta do Japão contra a deflação**. 2008. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2015.

ARIAS, M. A; WEN, Y. **Food Prices and Inflation in China and the U.S. Are Following Similar Paths**. The Regional Economist. Federal Reserve Bank of St. Louis, Out. 2014.

AUER, R. A.; LEVCHENKO, A. A.; SAURÉ, P. International inflation spillovers through input linkages. **Review of Economics and Statistics**, v. 101, n. 3, p. 507-521, 2019.

AUER, R. A; BORIO, C; FILARDO, A. **The Globalisation of Inflation: The Growing Importance of Global Value Chains**. BIS Working Paper 602, Bank for International Settlements, Basel, 2017.

BIONDI, R. L; JUNIOR TONETO, R. O desempenho dos países que adotaram o regime de metas inflacionárias: uma análise comparativa. **Brazilian Journal of Latin American Studies**, v. 2, n. 4, p. 07-31, 2005.

BLAGRAVE, P. Inflation Co-Movement in Emerging and Developing Asia: The Monsoon Effect. **IMF Working Paper**. N.19/147, jun. 2019.

BRASIL. Ministério das Relações Exteriores. **Como exportar: Índia**. Brasília, DF: Ministério das Relações Exteriores, 2012. 203 p.

\_\_\_\_\_. Ministério das Relações Exteriores. **Como exportar: Canadá**. Brasília, DF: Ministério das Relações Exteriores, 2010. 92 p.

BROŽ, V; KOČENDA, E. Dynamics and factors of inflation convergence in the European Union. **Journal of International Money and Finance**. 2018.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

CAETANO, S. M; CORREA, W. L. R. Uma análise da volatilidade condicional da inflação mineira no período pós-plano Real. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 6, n. 2, p. 259-280, 2008.

CAMPOS, C. F. **A crise do *subprime* e seus efeitos sobre os Estados Unidos e reflexos no Brasil**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Araraquara, 2010.

CAS, C. G. Aplicação do Modelo ARIMA para Previsão do Preço da Commodity Milho. **Revista Gestão da Produção Operações e Sistemas**, v. 13, n. 1, p. 263-279, 2018.

CAVALLERO, A. The convergence of inflation rates the EU-12 area: A distribution dynamics approach. **Journal of Macroeconomics**. V. 33, n. 2, p. 341-357, 2011.

CICCARELLI, M; MOJON, B. Global inflation. **Review of Economics and Statistics**. V.92, n.3, p. 524–535, 2010.

CISESKI, P. P. China: milagre econômico e desafios pós-crise financeira internacional. **Boletim de Economia e Política Internacional**, n. 10, p. 71-88, 2012.

CLARIDA, R; JORDI, G; MARK, G. A simple framework for international monetary policy analysis. **Journal of Monetary Economics**. V. 49, n. 5, p. 879-904, 2002.

FANG, C; YANG, D; MEIYAN, W. Crise ou oportunidade: resposta da China à crise financeira global. **Revista tempo do mundo**, v. 1, n. 1, 2009.

FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO – FIRJAN. **Raio-X: Alemanha**. 2018. Panorama do mercado alemão. Disponível em: <https://www.firjan.com.br>. Acesso em: 14 fev. 2021.

FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F. de. **Regime cambial, conversibilidade da conta de capital e performance econômica: a experiência recente de Brasil, Rússia, Índia e China**. In: João Sicsú; Fernando Ferrari Filho. (Org.). Câmbio e controle de capitais: avaliando a eficiência de modelos macroeconômicos. 1ed.Rio de Janeiro: Elsevier, 2006, v., p. 184-221.

FONSECA, M. R. R; PERES, S. C; ARAÚJO, E. C. Regime de metas de inflação: análise comparativa e evidências empíricas para países emergentes selecionados. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 20, n. 1, p. 113-143, 2016.

FÖRSTER, M; TILLMANN, P. Reconsidering the international comovement of inflation. **Open Economies Review**. V. 25, n. 5, p. 841-863, 2014

GARCIA, J; ISKREV, N. Expetativas de inflação do Inquérito a Analistas Profissionais: Uma análise exploratória. **Revista de Estudos Económicos**, v.5, p. 47-77, 2019.

GERARD, H. **Co-movement in Inflation**. Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, 2012.

GUJARATI, D. **Econometria: princípios, teoria e aplicações práticas**. São Paulo: Saraiva Educação, 2019.

GUJARATI, D. N; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HA, J; KOSE, M. A; OHNSORGE, F. L. **Global inflation synchronization**. CAMA Working Papers , Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University, 2019.

- HAKKIO, C. S. Global Inflation Dynamics. **Research Working Papers**. Federal Reserve Bank of Kansas City. Kansas City. N. 09, jan. 2009.
- HENRIKSEN, E; KYDLAND, F. E; ŠUSTEK, R. Globally Correlated Nominal Fluctuations. **Journal of Monetary Economics**. V. 60, n. 6, p. 613-631, 2013.
- HILL, R. C; GRIFFITHS, W. E; JUDGE, G. G. **Econometria**. 3 ed. São Paulo: Saraiva, 2010.
- KANG, S. H. *et al.* S. Inflation cycle synchronization in ASEAN countries. **Physica A**. v. 545, 2020.
- LANE, P. R. Internacional inflation co-movements. **Speech at the Inflation: Drivers and Dynamics 2020 Online Conference**. Federal Reserve Bank of Cleveland/ European Central Bank, 2020.
- LEE, H; LEE, J. Inflation co-movement in the asean countries. **Journal of Economic Development**, v. 44, n. 4, p. 135-152, 2019.
- MAIA, A. G. **Econometria: conceitos e aplicações**. São Paulo: Saint Paul Editora, 2017.
- MAYORGA, R. O. *et al.* Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.
- MUMTAZ, H; SURICO, P. Evolving international inflation dynamics: world and country-specific factors. **Journal of the European Economic Association**, v. 10, n. 4, p. 716-734, 2012.
- NAVARRO, M. J. G. **A volatilidade dos títulos de renda fixa pós-fixados indexados à inflação, comparada a volatilidade da renda variável no Brasil no período 2006-2017**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, 2017.
- NEELY, C. J; RAPACH, D. E. International comovements in inflation rates and country characteristics. **Journal of International Money and Finance**. V. 30, 7 ed., p. 1471–1490, 2011.
- RAO, V. V. B. The East Asian Crisis of 1997-98: Implications for India. **Global Business Review**, v. 1, n. 1, p. 1-10, 2000.
- ROGOFF, K. Globalization and Global Disinflation. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**. V. 88, n.4, p. 77-112, 2003.
- SANTOS, E; WOLFF, L; e SOUZA, A. M. Transmissão e a influência do volume dos estoques públicos sobre o preço do arroz no Brasil. **Ciência Rural**, v. 43, n.3, p. 559-564, 2013.
- SARTORIS, A. **Estatística e introdução a econometria**. 2ª ed. São Paulo: Saraiva, 2013.
- SILVA, A. M. M. **As relações entre a república popular da China e o Japão: da guerra fria à interdependência**. 2012. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Relações Internacionais) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.
- SILVA, A. P. Brasil e Canadá nas relações internacionais polares. **Interfaces Brasil/Canadá**, v. 13, n. 1, p. 67-89, 2013.
- SILVA, C. A. G. Análise da previsão do preço do etanol hidratado no estado de São Paulo: uma aplicação do modelo ARIMA. **Brazilian Journal of Development**, v. 5, n. 10, p. 17763-17778, 2019.

SILVEIRA, A. G; MATTOS, V. L. D; KONRATH, A. C. Avaliação da estacionariedade e teste de cointegração em séries temporais o caso da demanda de energia elétrica residencial no brasil. **RETEC-Revista de Tecnologias**, v. 9, n. 3, p. 17-27, 2017.

THOMAZ, R. A. **Demanda de energia elétrica no Brasil: 1995-2015**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

TIWARI, A. K. *et al.* Analysing the spillover of inflation in selected Euro-area countries. **Journal of Quantitative Economics**, v. 17, n. 3, p. 551-577, 2019.

VERGES, Y. **Desalinhamento cambial** - Testando para a presença de não linearidade no mecanismo de ajustamento cambial. 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2013.

WANG, P; WEN, Y. Inflation dynamics: A cross-country investigation. **Journal of Monetary Economics**. v. 54, n.7, p.2004-2031, out. 2007.