



**SÉRIE DE TEXTOS PARA DISCUSSÃO
DO CURSO DE CIÊNCIAS
ECONÔMICAS
TEXTO PARA DISCUSSÃO N. 103**

**Determinantes da Inflação Brasileira no Período Recente (2010-
2022)**

**Edson Roberto Vieira
Vinícius Alencar Moreira
Antônio Marcos de Queiroz**

**FACE/UFG
Goiânia – Dezembro de 2024**

**CIÊNCIAS
ECONÔMICAS**

FACE
FACULDADE DE
ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E
CIÊNCIAS ECONÔMICAS



Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
GPT/BC/UFG

Vieira, Edson Roberto. Determinantes da Inflação Brasileira no Período Recente (2010-2022) / Vinícius Alencar Moreira, Antonio Marcos de Queiroz - 2024.

25 f. (Série de Textos para Discussão do Curso de Ciências Econômicas, 103)

Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas (FACE), Goiânia, 2024.

ISSN: 2965-2855

1. Inflação. 2. Câmbio. 3. Petróleo. IV. Título

Determinantes da Inflação Brasileira no Período Recente (2010-2022)

Edson Roberto Vieira¹
FACE/UFG

Vinícius Alencar Moreira²
FACE/UFG

Antônio Marcos de Queiroz³
FACE/UFG

RESUMO

Esse estudo investiga os principais determinantes da inflação brasileira no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2022. Foi estimado um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) e realizada uma contextualização histórica para examinar a dinâmica desses determinantes no período estudado. Os resultados sugerem que a potência e a direção dos impactos das variáveis na explicação da inflação brasileira foram influenciadas por fatores adversos ocorridos no período recente, como a pandemia da Covid-19 e as interferências governamentais nos preços dos combustíveis praticadas durante os Governos Dilma (2011-2015) e Bolsonaro (2018-2022).

Palavras Chaves: Inflação; taxa de câmbio; petróleo; commodities; Modelo ARDL.

ABSTRACT

This study investigates the main determinants of Brazilian inflation from January 2010 to December 2022. An autoregressive distributed lag (ARDL) model was estimated, and a historical contextualization was carried out to examine the dynamics of these determinants during the period studied. The results suggest that the strength and direction of the impacts of the variables in explaining Brazilian inflation have been influenced by adverse factors in the recent period, such as the Covid-19 pandemic and government interference in fuel prices during the Dilma (2011-2015) and Bolsonaro (2018-2022) governments.

Keywords: Inflation; exchange rate; oil; commodities; ARDL Model.

JEL: E31; F41; C32.

¹ Doutor em Economia. Docente na FACE/UFG. E-mail: edson_vieira@ufg.br

² Bacharel em Economia pela FACE/UFG. E-mail: contato@viniciusalencar.com

³ Doutor em Economia. Docente na FACE/UFG. E-mail: antonio_marcos_queiroz@ufg.br

1 INTRODUÇÃO

Depois de várias tentativas sem sucesso (Plano Cruzado I, Plano Cruzado II, Plano Bresser, Plano Verão, Plano Collor I e Plano Collor II), finalmente, o Plano Real tornou possível estabilizar o nível geral de preços da economia brasileira. Contudo, no período recente, teve lugar um cenário marcado por novas pressões inflacionárias em diversos países, desencadeadas pela pandemia de Covid-19 e pela guerra russo-ucraniana, que provocaram ruptura das cadeias globais de valor e aumento dos preços agrícolas e de energia. Com isso, novas preocupações relacionadas à inflação emergiram, notadamente acerca das causas de sua persistência e de seus níveis elevados em relação aos padrões que vigoravam anteriormente.

Nesse sentido, o objetivo desse estudo é analisar os determinantes da inflação brasileira no período recente. Foi estimado um modelo que conta com variáveis representativas de fatores internos e externos que podem ter afetado o comportamento do nível de preços no Brasil no período (taxa de câmbio real, os preços do petróleo e as commodities) e variáveis dummy para avaliar os impactos sobre a inflação decorrentes da pandemia de Covid-19 e das interferências governamentais no mercado doméstico dos combustíveis. As estimações foram realizadas pelo modelo autorregressivos de defasagens distribuídas (Auto-Regressive Distributed Lag – ARDL). Esse método tem sido utilizado em vários trabalhos na atualidade especialmente por ser mais flexível em relação a outros métodos de cointegração, ao permitir que as séries que fazem parte do modelo possuam diferentes ordens de integração.

Outros estudos realizados anteriormente também utilizaram modelos ARDL para estimar equações de determinação da inflação brasileira⁴. Contudo, esse trabalho se diferencia fundamentalmente por analisar e contextualizar informações de um período recente, que envolve fatores internos e externos significativamente relevantes para explicar a inflação. Alguns desses fatores foram motivados pela própria inflação brasileira, como foi o caso das interferências governamentais na formação dos preços finais dos combustíveis praticadas durante os Governos Dilma (2011-2015) e Bolsonaro (2018-2022), bem a mudança da política de preços da Petrobrás realizada durante o Governo Temer (2016-2018). No âmbito externo, outros fatores relevantes impactaram muito a inflação não apenas no Brasil, como em vários outros países e, por conseguinte, fizeram parte da contextualização histórica realizada nesse trabalho, como foi o caso da pandemia da Covid-19 e do conflito entre Rússia e Ucrânia.

Para desenvolver essas questões, esse trabalho foi dividido em cinco seções. A segunda seção, que sucede a presente, apresenta trabalhos empíricos nacionais e internacionais que também avaliaram os determinantes do nível de preços ao consumidor. A terceira seção compreende a metodologia e o detalhamento dos dados utilizados neste estudo, além de especificar a equação do modelo proposto para as estimações. A quarta refere-se aos resultados encontrados, que incluem uma análise descritiva dos dados contextualizados pelo cenário político-econômico que eventualmente podem ter afetado a inflação no período analisado. Por último, a quinta seção apresenta as considerações finais do trabalho, oferecendo, dentre outros aspectos, um ponto de partida para futuras investigações nesta temática.

2 LITERATURA EMPÍRICA NACIONAL E INTERNACIONAL ACERCA DOS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO

Nessa seção, foram analisados trabalhos empíricos nacionais e internacionais acerca dos determinantes da inflação no período recente. Para tanto, foram listados nos Quadros 1 e 2

⁴ Vide Quadro 1, na Seção 2 do trabalho.

trabalhos cuja publicação se deu de 2010 em diante e, ao mesmo tempo, abrangeram dados de ao menos os três primeiros anos da década de 2010.

O Quadro 1 apresenta os trabalhos que analisaram os determinantes da inflação brasileira mostrando que o modelo ARDL foi o mais utilizado por diversos autores no período recente. O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi utilizado como variável explicada em todos os modelos estimados. Quanto às variáveis explicativas, a taxa de câmbio, os preços das commodities, os preços dos produtos estrangeiros (ou importados) e os preços do petróleo foram as que mais apareceram nesses modelos. Os resultados dos estudos destacaram a influência da taxa de câmbio na determinação da inflação brasileira nos diferentes períodos analisados.

Quadro 1 - Literatura empírica sobre os determinantes da inflação brasileira

Autor(es)	Método de estimação	Variáveis do modelo	Principais resultados
Leite; Hermann; Pimentel (2016) / Dados mensais de 2001 a 2013.	SVAR e ARDL.	IPCA, custo unitário do trabalho, taxa de câmbio, taxa de inflação internacional, índice de commodities e expectativas de inflação.	A importância da taxa de câmbio, dos preços externos e da volatilidade da taxa de câmbio na explicação da inflação.
Stockl; Moreira; Giuberti (2017) / Dados mensais de 2005 a 2013.	VAR.	IPCA, taxa de câmbio, índices de preços de commodities, taxa Selic, expectativas de inflação e o índice de atividade econômica (IBC-br).	Os índices de commodities são robustos na previsão da inflação no Brasil e as variações na taxa de câmbio resultantes de choques nos preços das commodities são importantes para amortecer as pressões inflacionárias.
Triches; Feijó (2017) / Dados mensais de 2000 a 2014.	ARDL.	IPCA, balança comercial, índice de commodities, taxa de câmbio, expectativas inflacionárias, volatilidade da taxa de câmbio e inércia inflacionária.	As expectativas de inflação são importantes para a dinâmica da inflação, assim como o repasse da taxa de câmbio.
Vieira; Sousa Júnior (2021) / Dados mensais de 2003 a 2019.	ARDL e N-ARDL.	IPCA, IGP-DI, taxa de câmbio comercial, taxa de câmbio nominal efetiva, preço do petróleo, diferença de produção e abertura comercial.	A taxa de câmbio desempenhou papel importante na determinação das taxas de inflação no Brasil durante o período analisado.
Kannebley Júnior; Godoi; Prince (2022) / Dados trimestrais de 2003 a 2019.	Structural Error Correction Vector (SECV).	IPCA, taxa de câmbio real, Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), índice de preços de importação, preço do petróleo e hiato do produto.	O grau em que a taxa de câmbio é repassada aos preços de importação, aos preços de atacado e aos preços ao consumidor diminui ao longo da cadeia de preços.
Araújo; Caldarelli (2023) / Dados mensais de 2002 a 2021.	VAR	IPCA, taxa de câmbio real, taxa Selic; PIB e índice de commodities.	Dependência do regime de metas de inflação em relação ao repasse da taxa de câmbio e padrões não lineares de repasse da taxa de câmbio.

Fonte: Elaboração própria.

Em relação à literatura empírica internacional, pelo exame do Quadro 2 pode-se ver que o modelo ARDL novamente ocupou lugar de destaque em comparação aos demais métodos utilizados nos trabalhos recentes que estimaram equações de determinação da inflação. As variáveis explicativas mais utilizadas nesses trabalhos foram a oferta de moeda, taxa de juros, gastos públicos, PIB, taxa de câmbio e preços do petróleo. No que tange aos impactos de cada uma dessas variáveis, os resultados apontaram notadamente o papel do PIB, da taxa de câmbio, dos gastos públicos e da taxa de juros na explicação das mudanças no nível geral de preços em cada país.

Quadro 2 - Literatura empírica internacional sobre os determinantes da inflação

Autor/Período	País(es)	Método de estimação	Variáveis do modelo	Principais resultados
Hashim; Osman; Elias (2014) / Dados anuais de 1980 a 2022.	Malásia	OLS	IPC, PIB, oferta monetária, taxas de juros, importações de bens e serviços e gastos do governo.	O PIB, a taxa de juros e os gastos do governo têm uma relação negativa com a inflação, enquanto a oferta monetária tem uma relação positiva.
Dahiru; Sulong (2017) / Dados anuais de 1990 a 2013.	Nigéria	ARDL.	IPC, taxa de câmbio nominal efetiva, oferta monetária ampla, PIB, preços do petróleo, instabilidade financeira e taxa de juros.	A flutuação da taxa de câmbio é considerada mais importante para explicar o fenômeno inflacionário da Nigéria.
Bashir; Yousaf; Aslam (2016) / Dados anuais de 1972 a 2014.	Paquistão	ARDL.	IPC, exportações de bens e serviços, população, estradas, dinheiro amplo, gastos do governo.	Os gastos do governo, as importações, a renda e a dívida externa impulsionam a inflação no Paquistão a longo prazo.
Javdan et al. (2017)/ Dados trimestrais de 1990 a 2013.	Iran	MS-VAR.	IPC, PIB, índice mundial de preços de alimentos, taxa de câmbio e taxa de juros.	Os fatores determinantes da repercussão dos preços mundiais dos alimentos nos preços internos dos alimentos no Irã foram a alta dependência de insumos agrícolas e gêneros alimentícios importados, bem como a reforma dos subsídios no período.
Adayleh (2018) / Dados mensais de 2000 a 2017.	Jordânia	FMOLS.	IPC, hiato do produto, preço do petróleo, moeda ampla, taxa de juros e crédito.	A inflação na economia jordaniana é explicada principalmente pelo preço do petróleo no longo prazo.
Madito (2018) / Dados trimestrais de 1970 a 2015.	África do Sul	VECM	IPC, expectativa de inflação, taxa de câmbio efetiva real, gastos do governo, PIB real, preços de importação, custo nominal unitário do trabalho e oferta de moeda.	As expectativas de inflação, os custos de mão de obra, os gastos do governo e os preços de importação são determinantes positivos, enquanto o PIB e as taxas de câmbio são determinantes negativos da inflação.
Muktadir-Al-Mukit (2018) / Dados anuais de 1977 a 2014.	Bangladesh	VECM e teste de causalidade de Granger.	IPC, PIB real, oferta de moeda, importação, taxa de juros e taxa de câmbio efetiva real.	Há uma relação significativa e estável de longo prazo entre a inflação e o PIB real, a oferta de moeda, as importações, a taxa de juros e a taxa de câmbio
Byanjankar (2020) / Dados anuais de 1975 a 2018.	Nepal	ARDL.	IPC, déficit do governo, taxa de câmbio nominal efetiva, oferta monetária ampla, preço do petróleo bruto e PIB real.	No longo prazo, os principais determinantes da inflação nepalesa são a inflação indiana, a renda real e a taxa de câmbio. A inflação indiana, a taxa de câmbio e o déficit público têm efeitos significativos no curto prazo.
Inim; Samuel; Prince (2020) / Dados mensais de 1999 a 2018.	Nigéria	ARDL.	Deflator implícito do PIB, oferta monetária, taxa de juros da política monetária, taxa de câmbio nominal	A taxa de câmbio e a política instáveis, a corrupção e a dupla tributação estimulam a taxa de inflação.
Kia; Sotomayor (2020) / Dados trimestrais de 1975 a 2015.	Egito e México	Johansen-Juselius Maximum Likelihood.	IPC, PIB, taxa de câmbio, oferta de moeda, taxa de desconto e despesas do governo.	A inflação de ambos os países é consequência dos instrumentos de política fiscal e monetária.
Melaku (2020) / Dados anuais de 1986 a 2016.	Etiópia	ARDL.	IPC, dívida externa como parcela do PIB, taxa de câmbio real, oferta monetária, PIB real per capita, preços do petróleo e gastos totais do governo.	No longo prazo, o preço do petróleo, os gastos do governo e a oferta monetária ampla afetam a inflação positivamente, enquanto a dívida externa e o PIB real afetam a inflação negativamente. No curto prazo, a taxa de câmbio real e os gastos do governo afetam positivamente a inflação.
Li; Guo (2021) / Dados mensais de 2000 a 2021.	BRICS ⁵ countries.	ARDL, N-ARDL e MTNARDL.	IPC e componentes do preço do petróleo (choque de oferta, choque de demanda e choque de risco).	Com relação aos choques de oferta, foram identificadas fortes assimetrias na Rússia e na China no curto prazo e na África do Sul no longo prazo. Em relação aos choques de demanda e aos choques de risco, a assimetria permaneceu nula ou fraca em relação à inflação.

Fonte: Elaboração própria.

⁵ O termo refere-se ao Brasil, Índia, China e South África.

Comparando os resultados dos modelos estimados por autores brasileiros com os de autores estrangeiros, verifica-se que a influência da taxa de câmbio na determinação da inflação foi algo que se destacou tanto em nível doméstico quanto em nível externo.

3 DADOS, METODOLOGIA E ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

3.1 Dados

De modo semelhante às literaturas internacional e nacional mencionadas anteriormente, este estudo busca analisar os principais determinantes do comportamento do nível de preços ao consumidor no Brasil. Foram utilizados dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA), do índice de variação da taxa de câmbio real, do índice de variação do preço futuro do petróleo do tipo WTI e do índice de commodities relevantes para a dinâmica da inflação brasileira. Os dados possuem uma periodicidade mensal correspondente ao período de janeiro de 2010 a dezembro de 2022 e são provenientes do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do banco de dados do website Investing.com (Quadro 3). Também foram inseridas no modelo duas variáveis dummy, sendo uma para aferir os efeitos da pandemia de Covid-19 e a outra para apurar os impactos nos preços domésticos ao consumidor das interferências nos preços dos combustíveis realizadas durante os Governos Dilma (2011-2015) e Bolsonaro (2018-2022). A primeira dessas duas últimas variáveis foi construída levando-se em conta o período oficial de vigência da pandemia de COVID-19 no Brasil decretado pelo Ministério da Saúde, o qual ocorreu de março de 2020 a abril de 2022. Já a segunda foi criada a partir de informações do Senado Federal e do site G1.com, que apresentam o período de interferência dos Governos Dilma e Bolsonaro nos preços domésticos dos combustíveis.

Quadro 3 – Variáveis, nomenclatura, descrição fonte e frequência dos dados

VARIÁVEIS	NOMENCLATURA	DESCRIÇÃO	FONTE
Inflação	IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo (IPCA)	IBGE ⁶
Taxa de Câmbio Real	TCR	Índice de Variação da Taxa de Câmbio Real	SGS ⁷
Petróleo	PETRWTI	Índice de Variação do preço do WTI Oil Futures	Investing ⁸
Commodities	COMOD	Índice de Commodities - Brasil (IC-BR)	SGS
COVID19	COVID19	Variável dummy relativa ao período oficial de vigência da pandemia da Covid-19 no Brasil.	Ministério da Saúde ⁹
Intervenção do Governo	INTERV	Variável dummy relativa aos períodos intervenção do Governo nos preços dos combustíveis de Brasil.	Senado Federal ¹⁰ e G1.com ¹¹

Fonte: Elaboração própria.

⁶ IBGE - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. *Vários meses.*

⁷ BANCO CENTRAL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). *Vários meses.*

⁸⁸ Ver INVESTING.COM. Petróleo WTI futuros. *Vários meses.*

⁹ Ver Ministério da Saúde, 2022.

¹⁰ Vide BOLSONARO ..., 2022.

¹¹ Mais detalhes em TCU ..., 2023.

Assim, esse estudo parte de um modelo em que a inflação brasileira é definida pela seguinte equação:

$$IPCA_t = \beta_0 + \beta_1 TCR_t + \beta_2 PETRWTI_t + \beta_3 COMOD_t + \beta_4 COVID19_t + \beta_5 INTERV_t + \epsilon_t$$

Sendo que:

$IPCA_t$ diz respeito ao índice nacional de preços ao consumidor-amplio (IPCA) no período t ;

TCR_t expressa a Taxa de Câmbio Real no período t ;

$PETRWTI_t$ representa o índice de variação do preço do Petróleo WTI no período t ; e

$COMOD_t$ expressa o índice de Commodities do Brasil (IC-BR) no período t ;

$COVID19_t$ diz respeito à variável dummy relativa ao período oficial de vigência da pandemia da Covid-19 no Brasil;

$INTERV_t$ representa a variável dummy relativa aos períodos intervenção dos Governos Dilma e Bolsonaro nos preços dos combustíveis de Brasil;

ϵ_t = refere-se ao termo do erro no período t .

3.2 Especificação do modelo e estratégia econométrica

Os modelos de cointegração, introduzidos por Granger (1981) e formalizados posteriormente por Engle e Granger (1987), são de grande relevância para a análise de séries temporais, na medida em que indicam a existência de uma relação estável entre as variáveis ao longo do tempo (Gujarati, 2011). Todavia, a base teórica apresentada por Engle e Granger (1987) possui alguns problemas importantes, como a ordenação das variáveis para a regressão de equilíbrios de longo prazo, que pode gerar resultados contraditórios dependendo da escolha da variável para a normalização; a falta de um procedimento para estimar múltiplos vetores cointegrantes para o caso de modelos com mais de duas variáveis; e a dependência de um estimador em duas etapas, que transfere erros metodológicos da etapa inicial para as etapas subsequentes (Enders, 2014).

A fim de superar essa problemática, Stock e Watson (1988) e Johansen (1988) propuseram novos métodos que evitavam a necessidade de uma estimativa em duas etapas por meio dos estimadores de máxima verossimilhança. Além disso, Johansen (1988) estendeu a análise de cointegração para sistemas multivariados, permitindo a estimação de vários vetores cointegrantes. Para Enders (2014), de forma intuitiva, o procedimento de Johansen (1988) é nada mais que uma generalização multivariada do teste Dickey-Fuller.

No entanto, assim como o método de Engle e Granger, a proposta de Johansen (1988) e Stock e Watson (1988) também possui algumas restrições, como a necessidade de séries temporais integradas de ordem 1, por serem baseadas em um sistema de equações lineares simultâneas (Pesaran; Shin; Smith, 2001). Nesse sentido, fornecendo uma alternativa à metodologia de Johansen (1988), Pesaran, Shin e Smith (2001) apresentaram um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (ARDL) com uma abordagem menos restritiva, permitindo o uso de regressores de ordem zero ($I(0)$), regressores de ordem 1 ($I(1)$) ou regressores cointegrados entre si de ambas as ordens para testar a existência de relações de cointegração entre séries temporais. Além disso, o modelo é considerado robusto mesmo em amostras pequenas (Nkoro; Uko, 2016).

O modelo de Pesaran, Shin e Smith (2001) parte de um teste de limites (*Bounds Test*), no qual se estabelecem valores críticos para os regressores de ordem zero e um, a fim de

determinar se as variáveis de um grupo são ou não cointegradas. Em seguida, se o resultado de cointegração entre as variáveis for positivo, estimam-se os coeficientes de longo prazo e de curto prazo em um modelo ARDL com defasagens que podem ser estabelecidas por meio de critérios de seleção, como o *Akaike Information Criterion* (AIC). O modelo ARDL de Pesaran et al. (2001) é especificado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sendo que:

Δ indica a 1ª diferença;

y_t representa a variável dependente;

α_0 simboliza a constante;

y_{t-1} representa a variável dependente defasada;

δ_1 e δ_2 traduzem os parâmetros de longo prazo;

x_{t-1} indica a variável explicativa;

ϕ_i simboliza os parâmetros de curto prazo; e por último

ε_t indica o termo de erro.

Isto posto, para a análise econométrica realizada nesse trabalho, foi escolhida a metodologia ARDL proposta por Pesaran, Shin e Smith (2001). A equação do modelo desse estudo pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \Delta IPCA_t = & \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^t \Delta IPCA_t + \beta_2 \sum_{i=1}^t \Delta TCR_t + \beta_3 \sum_{i=1}^t \Delta PETRWI_t + \\ & \beta_4 \sum_{i=1}^t \Delta COMOD_t + \beta_5 \sum_{i=1}^t \Delta COVID19_t + \beta_6 \sum_{i=1}^t \Delta INTERV_t + \gamma_1 IPCA_{t-i} + \\ & \gamma_2 TCR_{t-i} + \gamma_3 PETRWI_{t-i} + \gamma_4 COMOD_{t-i} + \gamma_5 COVID19_{t-i} + \gamma_6 INTERV_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

Na abordagem ARDL, antes de se prosseguir para as estimações dos coeficientes, é necessário a verificação da estacionariedade entre as variáveis. Para isso, será realizado o teste de estacionariedade Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em todas as variáveis em nível, no qual será realizado utilizando as defasagens obtidas pelos critérios de seleção *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Bayesian Information Criterion* (BIC), sendo a escolha da defasagem determinada pela defasagem apresentada em ambos os testes ou pela menor defasagem apontada. Vale ressaltar, que o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) verifica a presença de raiz unitária na série (H_0), o que permite sugerir a não estacionariedade na série. Caso aceito a hipótese nula (H_0), da presença de raiz unitária, o teste ADF será repetido na série temporal utilizando a sua primeira diferença.

Em ato contínuo, após verificar a estacionariedade das séries temporais e definir a ordem de integração das variáveis, será realizado o teste de cointegração *ARDL bounds testing approach* proposto por Pesaran et al. (2001). Esse teste permite avaliar se as variáveis são ou não cointegradas. Para isso, o teste sugere valores críticos superiores e inferiores, no qual a estatística-F calculada pelo teste deve ser maior que o valor limite superior para aceitar a hipótese nula de que as variáveis são cointegradas ($H_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$) ou menor que o limite inferior para rejeitar a hipótese nula e aceitar a hipótese alternativa de não cointegração das variáveis ($H_0 \neq \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq 0$). No entanto, caso do valor da estatística-F se apresente entre os limites superior e inferior, o teste pode ser inconclusivo.

Se os resultados do teste de limites indicarem que as variáveis são cointegradas, então, será realizado a estimação das elasticidades de curto e longo prazo utilizando o modelo ARDL a seguir:

$$\Delta IPCA_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^t \Delta IPCA_t + \beta_2 \sum_{i=1}^t \Delta TCR_t + \beta_3 \sum_{i=1}^t \Delta PETRWI_t + \beta_4 \sum_{i=1}^t \Delta COMOD_t + \beta_5 \sum_{i=1}^t \Delta COVID19_t + \beta_6 \sum_{i=1}^t \Delta INTERV_t + \varepsilon_t$$

Após as estimações, serão realizados testes de diagnóstico, como o teste de Durbin-Watson, que verifica a presença de correlação serial nos erros do modelo, e o teste de White, que examina a presença de heteroscedasticidade no modelo. Além disso, será avaliada a estabilidade do modelo por meio da técnica CUSUM (*Cumulative sum test*). Esta técnica verifica se os coeficientes são estáveis ao longo do tempo, ou seja, se não há quebras estruturais nos resíduos. Para tanto, o teste utiliza a hipótese nula de que a soma cumulativa dos resíduos recursivos terá média zero. Outro teste utilizado neste estudo para avaliar a estabilidade do modelo é o *OLS CUSUM*, que utiliza os resíduos de mínimos quadrados ordinários (MQO) para a hipótese nula de que os coeficientes são estáveis ou constantes ao longo do tempo. Ademais, esse teste pode ser utilizado para testar a hipótese nula em um certo nível de significância. Para ambos os testes, se a estatística estiver dentro do valor crítico proposto ou se a plotagem do CUSUM estiver dentro dos intervalos de confiança, então não se rejeita a hipótese nula de que os coeficientes são estáveis ou constantes ao longo do tempo.

4 RESULTADOS

Para realizar as estimações, este trabalho utilizou o Stata 18® e o pacote de ARDL desenvolvido por Kripfganz e Schneider (2018). Além disso, para trabalhar com as séries utilizando os conceitos de elasticidade, foi aplicado o logaritmo natural em todas as séries temporais.

4.1 Análise descritiva dos dados e contexto político-econômico

É fundamental, para analisar os resultados, avaliar os dados deste estudo à luz de alguns fatos econômicos e políticos ocorridos no Brasil durante o período observado, uma vez que os dados e, consequentemente, os resultados deste estudo podem ser significativamente influenciados por tais fatos, como foi o caso das interferências nos preços dos combustíveis praticadas pelos Governos Dilma e Bolsonaro.

Nos dois primeiros anos do Governo Dilma (2011-2014), Cagnin et al. (2013) identificaram até três distinções na orientação macroeconômica da economia brasileira. A primeira baseava-se em políticas monetárias e fiscais com caráter restritivo, visando conter a aceleração inflacionária, cujos efeitos podem ser observados na Figura 1 entre dezembro de 2010 e abril de 2011. Contudo, devido à crise do Euro¹², combinada com a desaceleração da economia chinesa, o novo Governo retomou as políticas de estímulo à demanda, muito embora essa nova orientação macroeconômica não tenha gerado resultados satisfatórios (Cagnin et al., 2013). Isto posto, foi adotada uma agenda, denominada por Mello e Rossi (2017) de “Estratégia Industrialista”, buscando proporcionar condições de competitividade para a indústria nacional. Essa agenda fundamentava-se na utilização de mecanismos de represamento de preços de alguns produtos visando reduzir o custo dos insumos, redução da taxa de juros e do spread bancário para diminuir os custos de crédito, desonerações de encargos trabalhistas com o intuito

¹² Com o estouro da bolha imobiliária nos EUA no período 2007-2008, houve significativa redução dos preços dos ativos em nível global e aumento da percepção de risco pelos agentes econômicos internacionais, o que acabou por atingir alguns países da Zona do Euro que contavam com fundamentos macroeconômicos mais frágeis (dívidas elevadas e déficits fiscais persistentes, por exemplo), como foi o caso não apenas da Grécia, mas também de Irlanda, Itália, Espanha e Portugal.

de diminuir os custos do trabalho, e políticas de subsídio e isenção fiscal para reduzir o custo tributário. Além da redução do custo dos insumos, o represamento de preços em alguns grupos de produtos, como combustíveis e energia, tinha a função de conter o aumento do nível de preços ao consumidor, uma vez que um dos pontos da “Estratégia Industrialista” era a desvalorização do câmbio para dar competitividade via preço à indústria nacional no comércio global, mas que ao mesmo tempo fazia com que os preços de produtos e insumos importados aumentassem, pressionando o nível de preços (Mello; Rossi, 2017). Nesse ínterim, Dilma Rousseff é reeleita em 2014, enfrentando diversos questionamentos sobre sua condução econômica, uma vez que seu primeiro mandato chegou ao fim com as contas públicas em deterioração, uma forte desaceleração econômica e aumentos constantes na taxa de juros para segurar o nível de preços, o que resultou em uma nova orientação macroeconômica, de caráter restritivo, com contenção de gastos e aumento de receitas.

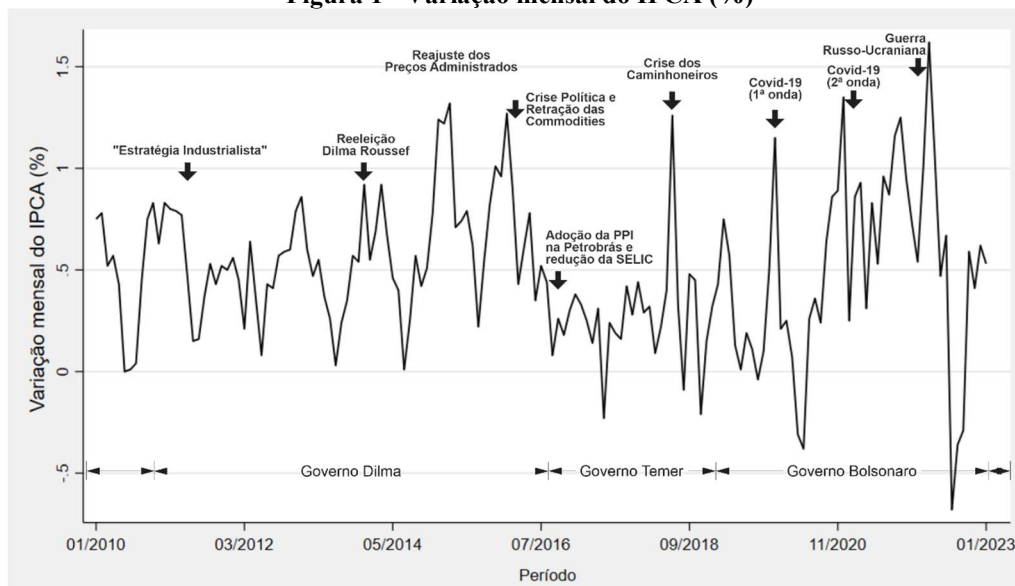
É possível observar na Figura 1 que, até 2014, o IPCA mantém uma tendência constante, com variações mensais positivas limitadas a pouco menos de 1%. Com a nova orientação macroeconômica restritiva a partir de 2015, os preços administrados que estavam represados foram ajustados de uma só vez, gerando um impacto imediato no IPCA nos meses de fevereiro e março de 2015, nos quais o IPCA registrou aumentos de 1,22% e 1,32%, respectivamente (FIGURA 1). Por conseguinte, a crise econômica intensificou a crise política, que, devido à fragilidade das bases de sustentação do Governo, ao contexto econômico impopular e aos efeitos da Operação Lava Jato, culminou no *impeachment* de Dilma Rousseff e na posse de Michel Temer para a presidência (Carvalho, 2018).

O Governo Temer (2016-2018) se iniciou com uma orientação macroeconômica com orientação ortodoxa. Nesse Governo, como é possível observar pela Figura 1, ao longo de 2016, observou-se a ocorrência de uma forte desaceleração no IPCA, motivada pelo reajuste negativo dos preços administrados, pela reversão da tendência de alta no dólar e pela manutenção da taxa Selic em 14,25% (Carvalho, 2018). A Petrobras adotou uma nova política de preços, que consistia na paridade de preços aos padrões internacionais para seus derivados do petróleo. Tal mudança na referida política de preços foi uma das razões para a greve dos caminhoneiros em maio de 2018 (Ferreira; Vieira Filho, 2019), que interrompeu o transporte e o fornecimento de bens e insumos para exigir a redução e a previsibilidade dos preços, o que fez com que o IPCA marcasse uma variação de 1,26% em junho de 2018 (Loschi, 2018), como registrado na Figura 1. Podem ser destacados, na Gestão Temer, outros eventos importantes para a economia brasileira e que tiveram impacto sobre a inflação, como a aprovação do Teto de Gastos, que estabelecia um limite para os gastos públicos federais por 20 anos com o objetivo de controlar o déficit fiscal e promover a estabilidade econômica (Brasil, 2016), e a redução da taxa Selic de 14,25% (agosto de 2016) para 6,5% (março de 2018), ensejando um cenário de recuperação da economia brasileira (Ata do Copom, 2018).

Já no Governo Bolsonaro (2019-2022), como se pode observar pela Figura 1, a variação mínima do IPCA no período foi registrada em setembro de 2022, como resultado das medidas implementadas para reduzir o percentual do Imposto de Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) incidente sobre os combustíveis. A máxima, de 1,62%, foi registrada no mesmo ano e durante o mesmo Governo. Aliás, foi justamente para reduzir a inflação, que girava em mais de 10,0% à época, em números anualizados, que o referido Governo interferiu nos preços dos combustíveis. A aceleração inflacionária no período foi evidenciada a partir de 2020 no contexto da pandemia, no qual o Brasil não apenas sofreu as consequências da redução do comércio internacional, mas também das medidas de enfrentamento da Covid-19, que consistiam sumariamente em medidas de isolamento social que provocavam a interrupção das atividades econômicas, como aponta Távora (2020). Além disso, antes que terminassem os efeitos do novo coronavírus (Covid-19) na economia, novas acelerações inflacionárias podem ser vistas na Figura 1 no início de 2022, impulsionadas pela guerra entre a Rússia e Ucrânia,

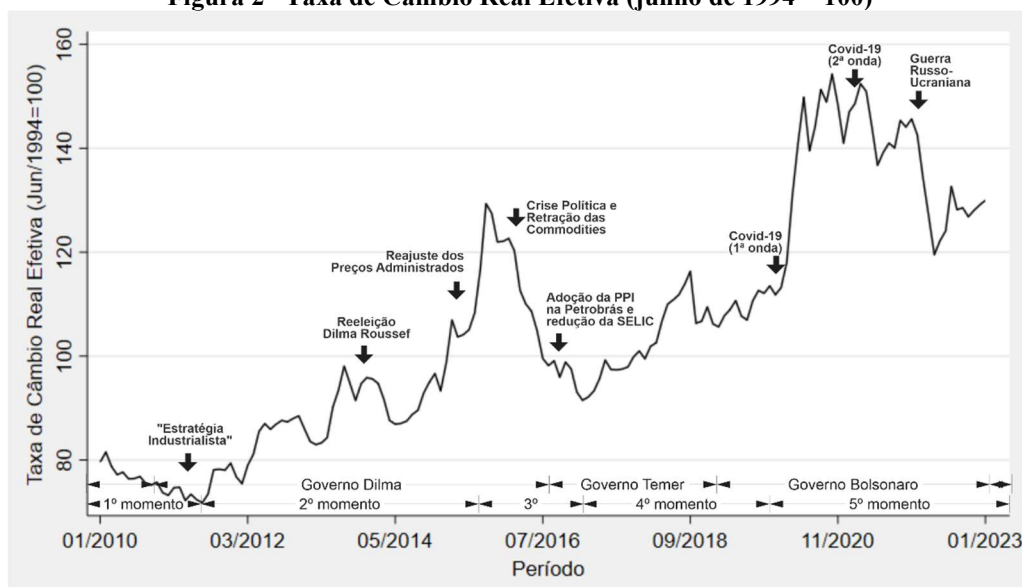
que gerou uma elevação dos índices de preços de commodities agrícolas e energéticas, sobretudo pela surpresa do conflito, visto que, segundo Carrara (2023), nos meses posteriores as expectativas sobre o conflito se acomodaram e o mercado precificou o evento.

Figura 1 - Variação mensal do IPCA (%)



Fonte: Elaboração própria.

Figura 2- Taxa de Câmbio Real Efetiva (junho de 1994 = 100)



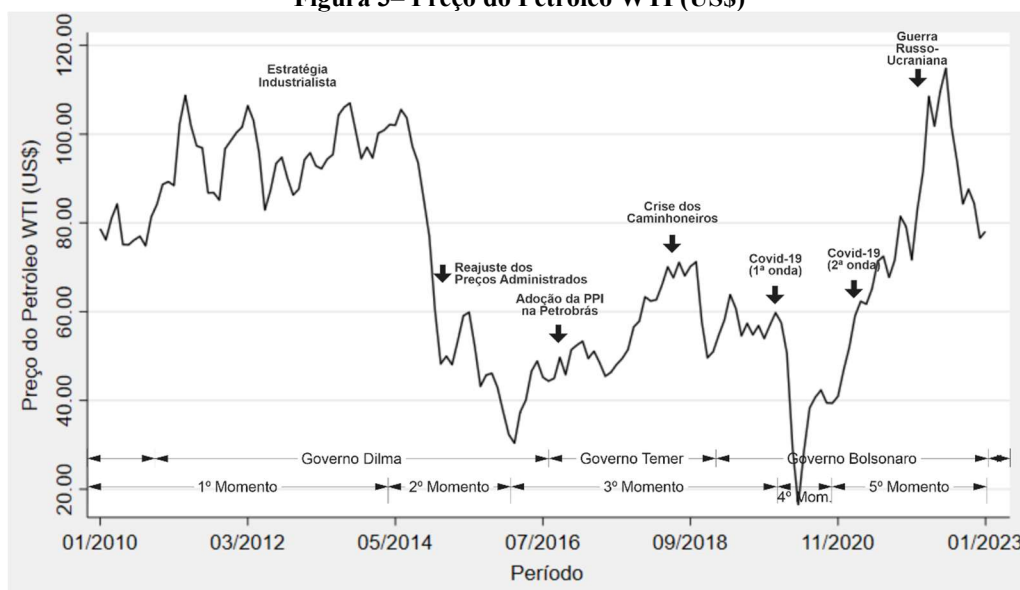
Fonte: Elaboração própria.

No caso da taxa de câmbio real (TCR), a Figura 2 ilustra que no início do Governo Dilma a taxa de câmbio apresentava uma tendência de queda, sendo utilizada como instrumento auxiliar no combate à inflação (Mello; Rossi, 2017). Entre o Governo Temer e o início do Governo Bolsonaro, há uma tendência de alta constante da taxa de câmbio real, provocada pela piora do cenário externo, ilustrada pelo aumento do risco-país e pela redução da diferença entre as taxas de juros domésticas e dos países emergentes e Estados Unidos (IPEA, 2018a). Esse processo acabou sendo intensificado ainda pela pandemia do novo coronavírus (Covid-19) e pela guerra russo-ucraniana, quando a taxa de câmbio teve uma forte aceleração, com alta

demanda por dólar motivada pela busca por maior segurança dos agentes naquele momento de maior estresse da economia (IPEA, 2020; IPEA, 2022a).

No que tange ao índice de preços do petróleo WTI (PETRWTI), a Figura 3 torna possível relacionar até cinco trajetórias de acordo com momentos político-econômicos. A primeira trajetória refere-se ao Governo Dilma, na qual a tendência do preço do petróleo apresenta certa consolidação, situando-se entre US\$80 e US\$110. Vale lembrar que nesse momento vigorava a “Estratégia Industrialista”, apontada por Rossi e Mello (2017), na qual os preços internos dos combustíveis eram represados não só para reduzir os custos para as indústrias, mas também para favorecer a manutenção da inflação em níveis mais comportados. Nesse período, os preços dos derivados de combustível na Petrobras eram alinhados aos preços internacionais apenas no longo prazo para evitar reajustes em períodos de volatilidade elevada e evitar pressões inflacionárias (Campedelli, 2021). O segundo momento, ainda no Governo Dilma, marca uma forte tendência de queda no preço do petróleo, levando os preços do barril do produto para os US\$30,00, tendo em conta a geração de estoques mundiais decorrente do desaquecimento da economia global e de outros fatores geopolíticos e financeiros, como apontado por Ribeiro, Alba Neto e Sene (2018). A terceira trajetória, já no Governo Temer, aponta uma tendência de alta nos preços internacionais do petróleo, que, aliada à mudança da política de preços da Petrobras – que tornava obrigatório o reajuste simultâneo do preço de seus derivados à variação do preço do petróleo internacional – e à Greve dos Caminhoneiros – que reivindicavam preços do diesel mais baixos e o fim da política de paridade internacional do preço do petróleo – intensificou também o aumento de preço ao consumidor, como mostra o IPEA (2018b). O quarto momento, observado no início de 2022 na Figura 4, apresenta novamente uma tendência de baixa no preço do petróleo, motivada pela diminuição da demanda global em razão da pandemia da Covid-19, que aumentou a incerteza para a maioria das economias desenvolvidas e emergentes (Bourghelle; Jawadi; Rozin, 2021). Já na quinta trajetória, verificada durante o Governo Bolsonaro, o preço do petróleo apresenta uma tendência crescente de aumento, motivada pela recuperação da demanda perdida no início da pandemia da Covid-19 (Caseta; Silva, 2022), o que acelerou o nível de preços e motivou o Governo a desonerar os tributos dos combustíveis por meio da Lei Complementar 194/2022 (BRASIL, 2022), conhecida como “PEC dos Combustíveis”.

Figura 3– Preço do Petróleo WTI (US\$)

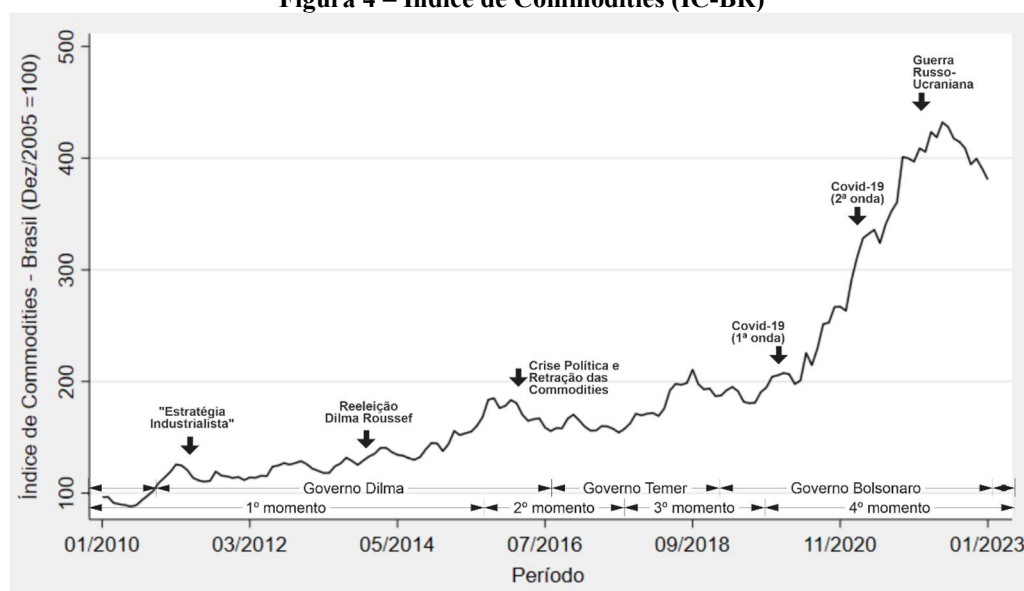


Fonte: Elaboração própria.

Por último, a Figura 4 mostra graficamente os dados do Índice de Commodities (IC-BR) no período analisado. Nela, é possível observar a manutenção de uma trajetória de alta em quase

todo o período, mas, tal qual no caso das demais variáveis, é possível avaliar, no mínimo, três trajetórias do índice. A primeira trajetória revela uma tendência de alta constante, chamada por alguns autores, como Black (2015), de pós-boom, que, em síntese, é a continuação da alta das commodities após a bolha do subprime em 2008. Eventualmente, tal aumento de preços das commodities poderia ser benéfico para o Brasil do ponto de vista da estabilidade dos preços, uma vez que um dos seus efeitos indiretos é a apreciação do câmbio local, o que favorece a compra de máquinas, equipamentos, insumos e até mesmo de bens de consumo importados. No entanto, o efeito direto e mais imediato desse aumento de preços das commodities é a sua relação positiva com a inflação, haja vista que pode elevar o custo das empresas que utilizam tais produtos como insumos (Ono, 2014). A segunda trajetória diz respeito a uma reversão da tendência de alta para um período de baixa (novembro de 2015 a agosto de 2017), motivada pelo desaquecimento da economia global, que afetou as condições de oferta e demanda mundiais das commodities, como energia, metais e matérias-primas agrícolas (World Bank, 2015). Na terceira trajetória, observada a partir de março de 2020, ocorre uma grande aceleração do índice das commodities, não só em função da pandemia da Covid-19, mas também da guerra russo-ucraniana (que possibilitou a ruptura nas cadeias de valor), bem como do impulso da recuperação do nível de atividade pós-Covid, como aponta o IPEA (2022b).

Figura 4 – Índice de Commodities (IC-BR)



Fonte: Elaboração própria.

4.2 Seleção da defasagem e teste de raiz unitária (ADF)

Antes de prosseguir para a análise da estacionariedade, foi realizado um teste para avaliar o número apropriado de defasagens para cada variável em nível, utilizando os critérios de informação *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Bayesian Information Criterion* (BIC). Para a escolha da defasagem, o critério utilizado foi a parcimônia, isto é, a defasagem apresentada por ambos os critérios de informação ou o menor valor de defasagem apresentado, no caso de incompatibilidade entre os dois critérios.

Com as defasagens obtidas, foi realizado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade ou não das variáveis. O teste ADF verifica a presença de raiz unitária na série temporal, sendo que a hipótese nula (H_0) sugere que a série temporal é não estacionária devido à existência de raiz unitária. No resultado do teste ADF, foi possível observar que para as variáveis IPCA e PETRWTI, o teste de raiz unitária indicou a rejeição de H_0 – sugerindo a estacionariedade das séries temporais, enquanto para as variáveis TCR e

COMOD, o teste indicou a aceitação da H_0 – sugerindo a presença de raiz unitária e a sua não-estacionariedade em nível.

Nesse sentido, devido à indicação pelo teste ADF de não estacionariedade das séries temporais TCR e COMOD, foram repetidos tanto o teste de defasagem quanto o teste ADF para as mesmas séries temporais em primeira diferença, uma vez que uma série temporal não estacionária em nível pode tornar-se estacionária quando é diferenciada de ordem 1 (GUJARATI, 2011). O novo teste ADF sugeriu a rejeição de H_0 para as séries temporais TCR e COMOD, indicando a estacionariedade das duas séries em primeira diferença.

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos do teste para a escolha da defasagem, além das estatísticas obtidas no teste de raiz unitária ADF e a escolha da ordem de integração. Devido à vantagem menos restritiva da metodologia proposta por Pesaran et al. (2001) quanto à ordem de integração, este trabalho utilizou para as estimações as séries temporais IPCA e PETRWTI em nível ($I(0)$), enquanto as variáveis TCR e COMOD foram utilizadas em 1ª diferença ($I(1)$).

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária – ADF

Variáveis	Defas.	Estatística (τ)	P-valor	Ordem de Integração
IPCA	1	-5.546	0.0000	$I(0)$
TCR	1	-8.388	0.0000	$I(1)$
PETRWTI	2	-8.123	0.0000	$I(0)$
COMOD	1	-8.185	0.0000	$I(1)$

Fonte: Elaboração própria.

4.3 *Bounds test* e estimação dos coeficientes em ARDL.

A fim de analisar a existência das relações de longo prazo entre as variáveis do estudo, foi realizado o teste de limites (*ARDL bounds testing approach*), proposto por Pesaran, Shin e Smith (2001). O teste de limites consiste em verificar se os coeficientes estão fora dos limites apontados nos testes. Caso a estatística-F calculada seja maior que o limite superior, rejeita-se a hipótese nula (H_0) de que não há cointegração, isto é, as variáveis possuem uma relação de longo prazo significativa; já se a estatística-F calculada for menor que o limite inferior, então aceita-se a hipótese nula de que não há cointegração e de que as variáveis não possuem uma relação de longo prazo; se a estatística-F estiver entre o limite superior e o limite inferior, o resultado do teste é inconclusivo.

Isso posto, os resultados do *ARDL bounds testing* dispostos na Tabela 2 mostram que a estatística-F calculada é maior que os limites superiores, tanto em nível quanto em primeira diferença, para os níveis de significância de 10%, 5% e 1%. Portanto, os resultados sinalizam que as variáveis possuem uma relação de longo prazo significativa estatisticamente ao nível de 5% de significância.

Tabela 2 – Teste de Cointegração (*ARDL bounds testing approach*)

Tabela 1: Teste de Cointegração (ADF e Johansen testing approach)							
Estatística-F	Valores Críticos do Limites						Cointegração de Longo Prazo
	I(0) Bound			I(1) Bound			
	10%	5%	1%	10%	5%	1%	
13.361	2.256	2.639	3.474	3.421	3.899	4.917	Sim (Rejeição de H0)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma vez verifica a existência das relações de longo prazo entre as variáveis do modelo, procedeu-se às estimações de curto e longo prazo. A partir do R-quadrado, é possível observar na Tabela 3 que 46,45% da variação da variável dependente – IPCA – é explicada pelas

variáveis explicativas presentes no modelo. O resultado do teste Durbin-Watson indica alta probabilidade de ausência de autocorrelação (com a estatística d está muito próxima de 2) serial e o do teste de White apresenta um p-valor relativamente elevado, indicando que não se pode rejeitar a hipótese nula de que o modelo é homocedástico.

Em relação aos efeitos de longo prazo, os resultados apresentados na Tabela 3 sugerem, em primeiro lugar, que a taxa de câmbio real possui uma relação inversa com a inflação ao nível de 1% de significância. Mesmo que se tenha uma rigidez na transmissão desses efeitos, como aponta Krugman (2015), e que a extensão e a velocidade desses efeitos dependam de outros fatores, incluindo as condições da demanda, em geral, os resultados encontrados no modelo diferem do que foi encontrado na literatura brasileira, como nos estudos de Nogueira et al. (2012), de Araújo et al. (2023) e de Vieira e Sousa (2021). Contudo, é lícito supor que essa diferença nos resultados pode ter sido causada por cenários político-econômicos distintos avaliados em cada estudo, bem como por eventos severos ocorridos no período, como a pandemia de Covid-19 e o conflito entre Rússia e Ucrânia, que, como visto na Figura 2, provocaram significativa depreciação da moeda doméstica. Ademais, no período analisado aqui nesse trabalho, foi implementada uma série de medidas que buscaram amenizar o efeito que o aumento da taxa de câmbio pode causar no nível de preços, como a política de represamento de preços aplicada pelo Governo Dilma, as desonerações aplicadas ao preço do combustível no Governo Temer (Brasil, 2018) e as reduções de tributos aplicadas ao preço do combustível no Governo Bolsonaro (Brasil, 2022).

Tabela 3 – Coeficientes ARDL de longo prazo

Variável	Coeficiente ARDL (1, 4, 2, 2)	Std. Error	Estatística-T	Prob.
TCR	-0.1009	0.0239	-4.23	0.000
PETRWTI	-0.0198	0.0091	-2.16	0.032
COMOD	0.1482	0.0281	5.27	0.000
COVID19	0.0002	0.0012	0.21	0.838
INTERV	0.0015	0.0010	1.50	0.135

R^2 : 0.4645

R^2 ajustado: 0.4424

Durbin-Watson: 2.0868

Teste de White: 0.3017

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere ao índice de variação dos preços do petróleo, o modelo indicou que essa variável explicativa também possui uma relação inversa com a inflação no longo prazo, com 5% significância estatística. Esse resultado confronta com os de outros trabalhos empíricos, como, por exemplo, de Li e Guo (2021). No entanto, ao adicionar ao cerne da questão o contexto político-econômico doméstico, talvez os resultados encontrados aqui façam mais sentido. Como visto acima, houve o represamento dos preços dos combustíveis durante o Governo Dilma; depois disso, a Petrobras passou a alinhar os preços dos derivados de petróleo aos preços internacionais desse produto no âmbito do governo Temer; e, por fim, no bojo das eleições de 2022, o Governo Bolsonaro buscou diminuir os preços dos combustíveis por meio

da redução da cobrança de PIS e COFINS (Brasil, 2018) e ICMS (Brasil, 2022). Como ver-se-á adiante, a despeito de não tido significância estatística no longo prazo, a variável dummy que busca aferir os impactos das intervenções nos preços combustíveis sobre o IPCA (INTERV) sugere que essas medidas contribuíram efetivamente para reduzir a inflação brasileira no curto prazo.

Foi possível observar também que as commodities possuem uma relação positiva e significativa estatisticamente com a inflação no longo prazo. Esse resultado era esperado, visto que um aumento nos preços das commodities eleva o custo das empresas que as utilizam como insumo e, conseqüentemente, o preço ao consumidor, que demandaria salários maiores em razão da diminuição do seu poder de compra, pressionando ainda mais os preços domésticos ao consumidor (Ono, 2014). Estudos semelhantes apontaram a relação positiva e significativa das commodities com o nível de preços ao consumidor, como o de Peersman e Gert (2018), para a Zona do Euro entre 1961 e 2013, de Javdan et al. (2017), para a economia iraniana entre 1990 e 2013, e o de Okou et al. (2022), que pesquisaram os países da África Subsaariana entre 2012 e 2021.

Assim como a variável dummy INTERV, a variável COVID19 não apresentou significância estatística nos resultados encontrados para o longo prazo. Por outro lado, a Tabela 4 mostra que a pandemia parece ter influenciado negativamente a inflação brasileira no curto prazo. Essa perspectiva é levantada especialmente pelo resultado da variável COVID19 com uma defasagem, não obstante ter sido significativo estatisticamente somente ao nível de 10%. Conforme mostra a Figura 1, houve significativa volatilidade dos preços domésticos a partir do início da pandemia da Covid-19 no país. O período inaugurou a primeira onda dessa pandemia no Brasil, no início de 2020, foi marcado por uma queda significativa da inflação medida pelo IPCA. O indicador saiu de 0,25% no mês de fevereiro/2020, para 0,07% em março/2020 e registrou deflação de 0,31% em abril/2020 e de 0,38% em maio/2020, voltando a aumentar em junho/2020, até atingir o pico de 1,35% em dezembro/2020. Em 2021, não houve deflação, mas a volatilidade do IPCA continuou significativa, com a taxa mínima de 0,25% em janeiro/2021 e a máxima de 1,25% em outubro/2021. Essa volatilidade continuou até abril de 2022, quando o Ministério da Saúde decretou oficialmente o fim da pandemia no Brasil¹³.

No caso da variável dummy criada para verificar os efeitos das intervenções do Governo Federal nos preços dos combustíveis domésticos (INTERV), como mencionado acima, os resultados sem defasagem (INTERV) e com duas defasagens [(INTERV(-2))] são significativos estatisticamente aos níveis de 10% e 5%, respectivamente, e sugerem que tais intervenções podem ter contribuído para reduzir a inflação no país no período analisado. Para se ter uma ideia desses efeitos, durante a política de controle dos preços dos combustíveis praticada no Governo Dilma (setembro/2012 a outubro/2014), a inflação oficial fechou em 5,84% em 2012, 5,91% em 2013 em 6,41% em 2014, sendo que, com o fim dessa política, o indicador bateu em 10,67% em 2015. Já no Governo Bolsonaro, após a sanção da Lei Complementar 194/2022, ocorrida no final de junho/2022, o IPCA apresentou deflação de 0,68% em julho/2022, de 0,36% em agosto/2020 e de 0,29% em setembro/2022. Com isso, a inflação acumulada em 12 meses caiu de 11,89%, em junho/2022, para fechar o ano em 5,79%. Quando os resultados da variável INTERV são analisados em conjunto com os da variável PETRWTI, que avalia os impactos dos preços do petróleo sobre o IPCA, parece claro que a interferência do Governo Federal nos preços dos combustíveis buscou dissociar a inflação do comportamento dos preços do petróleo, tendo obtido êxito nesse sentido durante o período em que as medidas estiveram em vigor.

Quanto ao índice de preços do petróleo (PETRWTI), a Tabela 4 mostra que, no curto prazo, seus efeitos defasados contribuíram para aumentar a inflação doméstica, ao passo que,

¹³ Vide IBGE - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

como visto acima, a interferência do Governo Federal nos preços dos combustíveis suavizou esse aumento. Resultados semelhantes sobre os efeitos dos preços do petróleo sobre a inflação foram observados em Li e Guo (2021).

Para a taxa de câmbio real (TCR), o modelo sugere que, no curto prazo, essa variável possui uma relação inversa e significativa estatisticamente com a inflação. Essa mesma relação foi verificada nos resultados de longo prazo e tal qual mencionado acima, não foi encontrada em outros trabalhos empíricos, como os de Nogueira et al. (2012). Novamente chama-se a atenção para as especificidades do período analisado, caracterizado pela ocorrência de fatores internos, externos e globais (como a pandemia de Covid-19), que podem ter concorrido para que houvesse essa relação inversa da taxa de câmbio com a inflação.

No que tange às commodities (COMOD), o modelo sugeriu que, no curto prazo, essa variável possui uma relação direta com a inflação, ao nível de 1% de significância estatística. Por outro lado, os resultados das estimações para a variável com uma e com duas defasagens indicaram haver efeito inverso da variação dessa variável sobre a inflação. Aqui, vale mencionar que há efeitos indiretos que podem reduzir ou até inverter a relação entre os preços das commodities e o nível de preços ao consumidor, uma vez que a elevação dos preços globais das commodities pode reduzir a taxa de câmbio (apreciação da moeda local) de países exportadores em razão do aumento do saldo exportador e das expectativas de alta nos preços das commodities e, conseqüentemente, reduzir o nível de preços pela apreciação da moeda local (Ono, 2014).

Tabela 4 – Coeficientes ARDL de curto prazo

Variável	Coeficiente ARDL (1, 4, 2, 2)	Std. Error	Estatística-T	Prob.
TCR	-0.0407	0.0108	-3.75	0.000
PETRWTI	-0.0037	0.0027	-1.36	0.176
PETRWTI (-1)	0.0063	0.0027	2.31	0.023
PETRWTI (-2)	0.0047	0.0022	2.09	0.039
COMOD	0.0367	0.0097	3.77	0.000
COMOD (-1)	-0.0254	0.0110	-2.30	0.023
COMOD (-2)	-0.0232	0.0087	-2.64	0.009
COVID19	0.0020	0.0020	0.97	0.336
COVID19 (-1)	-0.0040	0.0022	-1.79	0.076
INTERV	-0.0023	0.0013	-1.67	0.098
INTERV (-1)	-0.0016	0.0016	-1.01	0.312
INTERV (-2)	-0.0036	0.0016	-2.19	0.030
CONSTANTE	0,0021	0.0004	5.43	0.000
EC_{t-1}	-0.5593	0.0683	-8.19	0.000

Fonte: Elaboração própria.

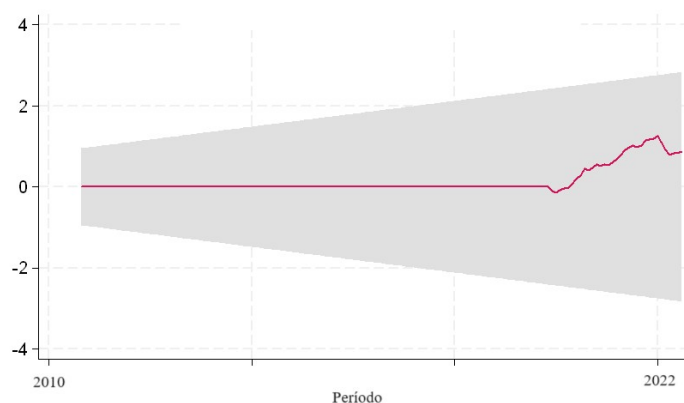
Por fim, é importante ressaltar que o coeficiente da variável EC_{t-1} estimada a partir do modelo ARDL apresentou sinal negativo e foi significativo estatisticamente ao nível de 1%, tal como requerido pelo modelo ARDL para confirmar a existência de uma relação de equilíbrio

de longo prazo as variáveis utilizadas no modelo, definindo-se a velocidade da convergência para o equilíbrio de longo prazo. O resultado indica que 55,9% dos desvios do equilíbrio de longo prazo são corrigidos em cada período, indicando uma velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo relativamente elevada.

4.4 Testes de Estabilidade do Modelo

Para avaliar a estabilidade do modelo, foi utilizada a técnica CUSUM (*Cumulative sum test*), que sugere que o modelo ARDL estimado neste estudo se mantém dentro dos níveis de significância para a não rejeição da hipótese nula, indicando que o modelo não apresenta quebras estruturais.

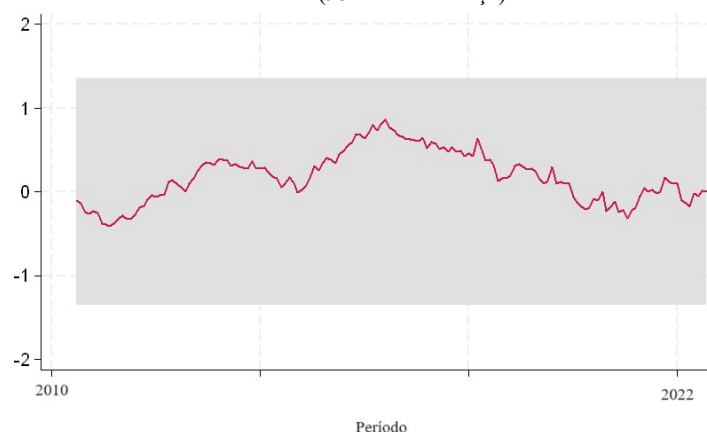
Figura 5 – Teste CUSUM
(95% de confiança)



Fonte: Elaboração própria.

Outro teste utilizado neste estudo para avaliar a estabilidade do modelo é o *OLS CUSUM*, que utiliza os resíduos de mínimos quadrados ordinários (MQO) para testar a hipótese nula de que os resíduos (MQO) são correlacionados e heterocedásticos. Além disso, esse teste pode ser empregado para testar a hipótese nula em um determinado nível de significância, o que é o caso deste estudo. Nesse sentido, é possível observar na Figura 6 que o modelo se mantém dentro dos limites do nível de significância, sendo, portanto, estável ao nível de 5% de significância.

Figura 6 - Teste CUSUM OLS
(95% de confiança)



Fonte: Elaboração própria.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

É sempre importante entender os determinantes da inflação em um determinado momento e em cada contexto político, econômico e externo, principalmente para que as decisões de política econômica sejam mais eficientes e eficazes no combate ao fenômeno, reduzindo seu custo social e econômico. Sob essa perspectiva, o período analisado neste estudo (janeiro de 2010 a dezembro de 2022) é rico em eventos internos e externos que podem ter tido impactos diretos e indiretos sobre os preços ao consumidor no Brasil. Não por acaso, entre as variáveis explicativas contidas no modelo utilizado neste trabalho (taxa de câmbio real, índice de preços do petróleo e índice de commodities) para determinar o nível doméstico de preços ao consumidor, foram inseridas duas variáveis dummy, uma para o período oficial da pandemia da COVID-19 e outra para avaliar os impactos das intervenções nos preços dos combustíveis sobre a inflação realizadas durante os governos Dilma e Bolsonaro.

Este estudo adotou o modelo ARDL, que tem sido usado em vários estudos atualmente, especialmente porque é mais flexível do que outros métodos de cointegração, como o de Johansen (1988), pois permite que as séries que fazem parte do modelo tenham diferentes ordens de integração. Para investigar a robustez dos resultados, foram realizados os testes de correlação serial, normalidade e heterocedasticidade, que não forneceram nenhuma evidência de que o modelo estimado estivesse mal especificado. Por sua vez, as técnicas CUSUM (teste de soma cumulativa) e OLS CUSUM (teste de soma cumulativa) não indicaram nenhuma instabilidade estrutural no modelo utilizado.

Com relação aos resultados, os coeficientes de curto e longo prazo sugerem que há uma relação positiva e estatisticamente significativa entre o índice de commodities e o nível de preços ao consumidor no período testado, conforme esperado e atestado pela literatura empírica sobre o assunto. Por outro lado, o estudo indica que a taxa de câmbio real teve um impacto negativo sobre a inflação oficial brasileira, tanto no curto quanto no longo prazo. Essa também foi a direção indicada pelos resultados de longo prazo do índice de preços do petróleo. Há indícios de que esses resultados podem estar relacionados aos cenários políticos, econômicos e externos adversos observados durante o período de análise deste trabalho.

Essa perspectiva parece ser reforçada pelos resultados encontrados para as variáveis dummy inseridas no modelo. Apesar de os resultados das estimações não terem apontado significância estatística para essas variáveis no longo prazo, as estimações para o curto prazo dão pistas de que a pandemia de COVID-19 e as interferências do governo nos preços dos

combustíveis arrefeceram os aumentos da inflação no período analisado pelo trabalho, especialmente decorrentes do aumento dos preços do petróleo no mercado internacional.

Enquanto os resultados defasados da variável relativa ao índice de preços do petróleo [OILWTI(-1) e OILWTI(-1)] foram positivos, os das variáveis dummy [COVID19(-1), INTERV(-2)] foram negativos.

Os resultados encontrados nesse trabalho podem auxiliar na avaliação dos efeitos das interferências do governo em determinados setores da economia sobre a potência ou a direção dos principais determinantes da inflação em cada momento, bem como seus impactos sobre as políticas macroeconômicas. Apontam também para a necessidade de que novos estudos sejam realizados para capturar outros eventos distintos no futuro, a fim de se ter uma compreensão mais completa das variáveis analisadas aqui em relação à inflação no contexto brasileiro.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, E.; CALDARELLI, C.; CORTAPASSO, J. Padrões da transmissão cambial para taxa de inflação no Brasil. **Nova Economia**, v. 33, p. 363-392, out. 2023.

ATA DO COPOM. Brasília: **Banco Central do Brasil**, 213ª Reunião, mar. 2018.

BANCO CENTRAL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais. *Vários meses*. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em 13 out. 2023.

BLACK, C. Preços de commodities, termos de troca e, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 42, n. 3 p. 27-44, jan. 2015.

BRASIL. Emenda Constitucional Nº 95, de 15 de dezembro de 2016. Altera o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para instituir o Novo Regime Fiscal, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, n. 241, p. 2, col. 2, 16 dez. 2016.

BRASIL. Lei Complementar Nº 194, de 23 de junho de 2022. Considera bens e serviços essenciais os relativos aos combustíveis, à energia elétrica, às comunicações e ao transporte coletivo. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, n. 117, p. 1, col. 1, 23 jun. 2022.

BRASIL. **Lei Nº 13.723, de 4 de outubro de 2018**. Dispõe sobre a concessão de subvenção econômica à comercialização de óleo diesel. **Diário Oficial da União**: seção 1, Brasília, DF, n. 193, p. 1, col. 1, 5 out. 2018.

BOLSONARO sanciona lei que limita ICMS de combustíveis, mas veta compensação a estados. Agência Senado, 24 jun. 2022. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/noticias/materias/2022/06/24/bolsonaro-sanciona-limite-para-icms-de-combustiveis-mas-veta-compensacao-a-estados>>. Acesso em: 14 fev. 2024.

BOURGHELLE, D.; JAWADI, F.; ROZIN, P. Oil price volatility in the context of Covid-19. **International Economics**, v. 167, p. 39-49, out. 2021.

CAGNIN, R. F, et al. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). **Novos estudos CEBRAP**, p. 169-185, nov. 2013.

CARRARA, A. **Continuidade do conflito entre Rússia e Ucrânia e os impactos sobre os preços internacionais das commodities e a inflação no Brasil**. São Paulo, abr. 2023. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/opinioao-cepea/continuidade-do-conflito-entre-russia-e-ucrania-e-os-impactos-sobre-os-precos-internacionais-das-commodities-e-a-inflacao-no-brasil.aspx>. Acesso em 15 jan. 2024.

CARVALHO, L. **Valsa brasileira: do boom ao caos econômico**. 1. Ed. São Paulo: Editora Todavia SA, 2018.

CASETA, G. M.; SILVA, F. Dinâmica dos Preços do Petróleo na Pandemia do Coronavírus (2020-2022). **REGEN (Revista de Gestão, Economia e Negócios)**, v. 3, n. 1, nov. 2022.

CAMPEDELLI, A. A Formação dos preços administrados no Brasil. **Brazilian Keynesian Review**, v. 7, n. 2, p. 272-305, mai. 2021.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4ª ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc, 2014.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

FERREIRA, M. D. P.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Política de preços dos combustíveis. Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, p. 207-226, nov. 2019.

GIAMBIAGI, F; CASTRO, L. B; VILLELA, A. A; HERMANN, J. **Economia Brasileira Contemporânea**. 3. ed. São Paulo: GEN Atlas, 2016.

GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of econometrics**, v. 16, n. 1, p. 121-130, 1981.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5ª ed. São Paulo: AMGH Editora Ltda, 2011.

IBGE - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. *Vários meses*. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipca/brasil>>. Acesso em 25 out. 2023.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Carta de Conjuntura N° 34**, mar. 2017. Brasília: IPEA, 2017.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Carta de Conjuntura N° 39**, mai. 2018. Brasília: IPEA, 2018a.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Carta de Conjuntura N° 40**, ago. 2018. Brasília: IPEA, 2018b.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Carta de Conjuntura N° 47**, mai. 2020. Brasília: IPEA, 2020.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Nota de Conjuntura N° 12**, nov. 2022. Brasília: IPEA, 2022ª.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Carta de Conjuntura N° 55** - Nota de Conjuntura N° 22 jun. 2022. Brasília: IPEA, 2022b.

INVESTING.com. Petróleo WTI futuros. *Vários meses*. Disponível em: <<https://br.investing.com/commodities/crude-oil>>. Acesso em 16 out. 2023.

LOSCHI, M. **IPCA: Inflação chega a 0,4% pressionada por energia elétrica e combustíveis**. Agência de Notícias - IBGE, 08 jun. 2018. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/21393-inflacao-chega-a-0-4-pressionada-por-energia-eletrica-e-combustiveis>. Acesso em 15 jan. 2024.

JAVDAN, E. et al. Pass-Through Effects of Global Food Prices on Consumer Prices in Iran. **Iranian Economic Review**, v. 21, n. 1, p.169-180, nov. 2017.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KANNEBLEY JÚNIOR, Sérgio; GODOI, Lucas Gonçalves; PRINCE, Diogo de. Repasse Cambial na Economia Brasileira: estimação a partir do modelo VCEE. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 52, p. 43-81, 2022.

KRIPFGANZ, S.; SCHNEIDER, D. C. ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. **London Stata Conference**, set. 2018.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **Economia internacional**. 10ª ed. São Paulo: Pearson Universidades, 2015.

LEITE, K. V. B. S; HERMANN J; PIMENTEL D. A Importância do Setor Externo para a Inflação Brasileira: uma estimação para o período 2001-2013. **Brazilian Keynesian Review**, v. 2, n. 1, p. 88-119, 1º semestre de 2016.

LI, Y.; GUO, J.; The asymmetric impacts of oil price and shocks on inflation in BRICS: a multiple threshold nonlinear ARDL model. **Applied Economics**, v. 54, n. 12, p. 1377-1395, set. 2021.

MELLO, G.; ROSSI, P. Do industrialismo à austeridade: a política macro dos governos Dilma. **Texto para discussão UNICAMP**, v. 309, 2017.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Ministério da Saúde declara fim da Emergência em Saúde Pública de Importância Nacional pela Covid-19**. 2022. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/assuntos/noticias/2022/abril/ministerio-da-saude-declara-fim-da-emergencia-em-saude-publica-de-importancia-nacional-pela-covid-19>. Acesso em: 02 de jan. 2024.

NKORO, E.; UKO, A. K. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. **Journal of Statistical and Econometric methods**, v. 5, n. 4, p. 63-91, out. 2016.

NOGUEIRA et al. Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros. **ANPEC: 40º Encontro Nacional de Economia**, dez. 2012.

OKOU, C.; SPRAY, J. A.; UNSAL F. D; Staple Food Prices in Sub-Saharan Africa: An Empirical Assessment. **IMF Working Papers**, n. 2022/135, jul. 2022.

ONO, G. S. **Análise do Impacto dos Preços das Commodities sobre a Inflação no Brasil**. 2014. Tese (Mestrado em Ciências Econômicas) – Escola de Economia, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo: 2014.

PEERSMAN, G. International Food Commodity Prices and Missing (Dis)Inflation in the Euro Area. **NBB Working Paper**, n. 350, out. 2018.

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

RIBEIRO, C. G.; ALBA NETO, H. B.; SENE, T. S. A oscilação do preço do petróleo: uma análise sobre o período entre 2010-2015. **Estudos Internacionais: revista de relações internacionais da PUC Minas**, v. 6, n. 1, p. 87-106, jul. 2018.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Variable trends in economic time series. **Journal of economic perspectives**, v. 2, n. 3, p. 147-174, 1988.

STOCKL, Marcos; MOREIRA, Ricardo Ramallete; GIUBERTI, Ana Carolina. O impacto das commodities sobre a dinâmica da inflação no Brasil e o papel amortecedor do câmbio: evidências para o CRB Index e Índice de Commodities Brasil. **Nova Economia**, v. 27, p. 173-207, 2017.

TÁVORA, F. L. **Impactos do novo coronavírus (Covid-19) no agronegócio brasileiro**. Brasília: Núcleo de Estudos e Pesquisas/CONLEG/Senado, n. 274, abr. 2020.

TRICHES, D.; FEIJÓ, F. T. Uma estimação da curva de Phillips híbrida para o Brasil no Regime de Metas de Inflação. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 1, p. 29-43, 2017.

TCU determina análise da política de preços da Petrobras e aponta suspeitas na época de Dilma. **G1.com**, 25 out. 2023. Disponível em: <<https://g1.globo.com/economia/noticia/2023/10/25/tcu-determina-analise-da-politica-de-precos-da-petrobras-e-aponta-irregularidades-na-epoca-de-dilma-rousseff.ghml>>. Acesso em 14 fev. 2024.

VIEIRA, F. V.; DE SOUSA JUNIOR, V. C. Repasse do Câmbio para a Inflação na Economia Brasileira (2003-2019): Modelos ARDL. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 18, n. esp, p. 39-66, 2021.

WORLD BANK. **Most Commodity Prices Expected to Continue Declining in 2015, in Rare Occurrence, Says WB Report.**, 22 jan. 2015. Disponível em: <https://www.worldbank.org/en/news/press-release/2015/01/22/commodity-prices-expected-continue-declining-2015-wb-report>. Acesso em 15 jan. 2024.

EXPEDIENTE

**SÉRIE DE TEXTOS PARA
DISCUSSÃO DO CURSO DE
CIÊNCIAS ECONÔMICAS DA UFG
ISSN: 2965-2855**

Coordenação e Editoração
Prof. Sandro Eduardo Monsueto
Periodicidade: fluxo contínuo

**FACE – Faculdade de Administração,
Ciências Contábeis e Ciências
Econômicas
Curso de Ciências Econômicas**

Direção FACE
Prof^ª. Andrea Freire de Lucena
Vice-Direção FACE
Prof^ª. Daiana Paula Pimenta
**Coordenação do Curso de Ciências
Econômicas**
Prof. Everton Sotto Tibiriçá Rosa
**Coordenação do Programa de Pós-
Graduação em Economia**
Prof. Cleyzer Adrian da Cunha

Endereço

Campus Samambaia, Prédio da FACE –
Rodovia Goiânia/Nova Veneza, km. 0 –
CEP 74690-900, Goiânia – GO.
Tel. (62) 3521 – 1390

URL

<http://www.eco.face.ufg.br>

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos que contam com a participação de pesquisadores do Curso de Ciências Econômicas da FACE/UFG. As opiniões contidas nesta publicação são de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não representando necessariamente o ponto de vista do Curso ou da FACE/UFG. É permitida a reprodução, desde que citada a fonte.