

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
FACULDADE DE ECONOMIA**

Isabela Oliveira Ferreira

***Pass-through* cambial e dinâmica de preços no *e-commerce* brasileiro**

Governador Valadares

2025

Isabela Oliveira Ferreira

***Pass-through* cambial e dinâmica de preços no *e-commerce* brasileiro**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, *Campus* Governador Valadares, como requisito para obtenção de título de *Bacharel* em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Thiago Costa Soares

Governador Valadares

2025

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Ferreira, Isabela Oliveira.

Pass-through cambial e dinâmica de preços no e-commerce brasileiro / Isabela Oliveira Ferreira. -- 2025.

45 f.

Orientador: Thiago Costa Soares

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, 2025.

1. Pass-through cambial. 2. E-commerce. 3. Arbitragem de preços. 4. Modelo ARDL. 5. Precificação dinâmica. I. Soares, Thiago Costa, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

FORMULÁRIO DE APROVAÇÃO DO TRABALHO DE CONCLUSÃO DO CURSO
ECO013GV MONOGRAFIA II
ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Às 15h30 horas do dia 10 de Março de 2025, (x) na sala B311() por webconferência, foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pelo(a) discente Isabela Oliveira Ferreira, matriculado(a) no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O(a) Prof.(a) Thiago Costa Soares, orientador(a) e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, o professor: Luiz Antônio de Lima Júnior.

Após a arguição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: **Pass-through cambial e dinâmica de preços no e-commerce brasileiro**, a banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando o(a) discente:

- () Aprovado (a)
- (x) Aprovado (a) com correções
- () Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada pelos presentes.

Governador Valadares, 11 de março de 2025.

Prof. Dr. Thiago Costa Soares

Luiz Antônio de Lima Júnior

Isabela Oliveira Ferreira



Documento assinado eletronicamente por **Thiago Costa Soares, Professor(a)**, em 19/03/2025, às 11:40, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Isabela Oliveira Ferreira, Usuário Externo**, em 19/03/2025, às 11:48, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Luiz Antonio de Lima Junior, Professor(a)**, em 19/03/2025, às 14:28, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Ufjf (www2.ufjf.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **2301201** e o código CRC **54CB2644**.

Isabela Oliveira Ferreira

***Pass-through* cambial e dinâmica de preços no *e-commerce* brasileiro**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, *Campus* Governador Valadares, como requisito para obtenção de título de *Bacharel* em Ciências Econômicas.

Aprovada em (dia) de (mês) de (ano)

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Thiago Costa Soares – Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Luiz Antônio de Lima Junior
Universidade Federal de Juiz de Fora

AGRADECIMENTOS

A Deus, que me sustentou durante toda essa jornada acadêmica. A Ele, que é digno de tudo, seja toda a glória, pois sem Sua graça, refúgio e providência, nada seria possível.

Aos meus pais, Gleidson e Beatriz, pelo amor incondicional, apoio e ensinamentos que me moldaram e me fortaleceram ao longo da vida. Obrigada por sempre acreditarem em mim, me fornecerem toda base e me incentivarem a buscar o conhecimento com dedicação.

Às minhas avós, Goreth e Tereza, pelo imensurável apoio.

Às minhas irmãs, Letícia e Amanda, pela união, amor e companheirismo inestimáveis. Compartilhar essa caminhada com vocês tornou os desafios mais leves e as conquistas ainda mais especiais.

Ao meu marido, Lucas, meu maior companheiro, pelo suporte constante, auxílio e palavras de encorajamento nos momentos mais difíceis. Sua presença ao meu lado foi fundamental para que eu pudesse concluir mais essa etapa da minha vida.

Aos meus sogros, Wellington e Laine, pelo apoio incondicional, acolhimento e orientações essenciais, tornando esse percurso mais leve. Sinto-me verdadeiramente abençoada por tê-los em minha vida.

Ao meu professor orientador, Thiago, pelo empenho, orientação e dedicação. Sua paciência e incentivo foram essenciais para o desenvolvimento deste trabalho, e sou profundamente grata pelas experiências e pelo aprendizado adquiridos sob sua supervisão.

Às minhas colegas de curso, Maria Eduarda e Quéren Victória, pelo suporte em momentos desafiadores e pelas alegrias compartilhadas ao longo dessa caminhada. Vocês foram parte essencial dessa jornada e sou imensamente grata por tê-las ao meu lado.

A todos que, de alguma forma, contribuíram para essa caminhada, expresso minha mais profunda gratidão!

Dedico este trabalho à Deus e aos meus pais.

RESUMO

Esse estudo busca examinar o repasse da taxa de câmbio para os preços do comércio eletrônico doméstico no Brasil, entre 2012 e 2018. Adicionalmente, analisa-se a influência da abertura comercial (IAC), do nível de atividade econômica (IBCB_r) e da incerteza sobre os preços, no curto e no longo prazo. O estudo é conduzido por meio do método ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*), adequado para contextos em que as variáveis têm diferentes ordens de integração. Considerou-se um modelo ARDL bivariado (com preços *online* e câmbio) e um modelo ARDL expandido (com preços *online*, câmbio, IAC, IBCB_r e incerteza). Os resultados indicam que o repasse cambial é incompleto e ocorre de forma gradual para os preços. No modelo bivariado, a convergência dos preços *online* ao equilíbrio ocorre em aproximadamente 5 meses, o que sugere a possibilidade de arbitragem. No entanto, o modelo expandido não confirmou as evidências de precedência temporal entre as variáveis. Tal resultado não invalida a relevância do câmbio na dinâmica dos preços do *e-commerce*, mas aponta que outros fatores podem atenuar esse feito. Nesse caso, destaca-se estratégias de precificação dinâmica pelos varejistas, bem como o uso de tecnologias para comparação de preços e de análises de sazonalidade, pelos consumidores.

Palavras-chave: *Pass-through* cambial; *E-commerce*; Arbitragem de preços; Modelo ARDL; Precificação dinâmica.

ABSTRACT

This study examines the exchange rate pass-through to domestic e-commerce prices in Brazil between 2012 and 2018. Additionally, it analyzes the influence of trade openness, economic activity level, and uncertainty on prices in both the short and long run. The study employs the ARDL (Autoregressive Distributed Lag) method, which is suitable for contexts where variables have different orders of integration. A bivariate ARDL model (including online prices and exchange rates) and an expanded ARDL model (incorporating online prices, exchange rates, trade openness index (IAC), economic activity index (IBC-Br), and economic uncertainty) were considered. The results indicate that the exchange rate pass-through is incomplete and occurs gradually for prices. In the bivariate model, the convergence of online prices to equilibrium takes approximately five months, suggesting the possibility of arbitrage. However, the expanded model did not confirm evidence of temporal precedence between the variables. This result does not invalidate the relevance of exchange rates in the price dynamics of e-commerce but suggests that other factors may mitigate this effect. In this case, dynamic pricing strategies by retailers, as well as the use of price comparison technologies and seasonality analysis by consumers, are highlighted.

Keywords: Exchange rate pass-through; E-commerce; Price arbitrage; ARDL model; Dynamic pricing.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Taxa de Câmbio e Preços do Comércio Eletrônico	22
Figura 2 – Preços do Comércio Eletrônico e Índice de Abertura Comercial	40
Figura 3 – Preços do Comércio Eletrônico e Índice de Atividade Econômica do Banco Central	40
Figura 4 – Preços do Comércio Eletrônico e Índice de Incerteza da Política Econômica brasileira	41
Figura 5 – Teste CUSUM (ARDL, 3,2)	42
Figura 6 – Teste Cusum ARDL (3,2,3,2,0)	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultado dos testes de raiz unitária.....	23
Tabela 2 – Estimação do modelo ARDL.....	25
Tabela 3 – Teste de limites para cointegração (ARDL, 3,2).....	26
Tabela 4 – Elasticidade de longo prazo - Bound Test (ARDL, 3,2).....	26
Tabela 5 – Modelo ARDL-ECM (3,2).....	27
Tabela 6 – Teste de causalidade de Granger (Toda e Yamamoto) - ARDL (3,2).....	28
Tabela 7 – Teste de limites para cointegração (ARDL, 3,2,3,2,0).....	29
Tabela 8 – Elasticidade de Longo Prazo (ARDL, 3,2,3,2,0).....	29
Tabela 9 – Modelo ARDL-ECM (3,2,3,2,0).....	30
Tabela 10 – Teste de causalidade de Granger (Toda e Yamamoto) - ARDL (3,2,3,2,0).....	31

LISTA DE SÍMBOLOS

- Δ Primeira diferença da variável
- Σ Soma dos termos dentro da série
- λ Coeficientes de longo prazo no modelo ARDL
- $\theta(L)$ Coeficiente em termos do operador de defasagem (L), que captura a estrutura autorregressiva do modelo VAR

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	12
2.	REVISÃO DE LITERATURA	14
3.	METODOLOGIA	17
3.1	Modelo ARDL	17
3.2	Processo de estimação.....	18
3.3	Base de dados.....	20
4.	RESULTADOS.....	22
4.1	Teste de Raiz Unitária	23
4.2	Estimação.....	24
5.	DISCUSSÃO.....	32
6.	CONSIDERAÇÕES FINAIS	34
	REFERÊNCIAS	36
	APÊNDICE A – TRAJETÓRIA TEMPORAL DAS VARIÁVEIS	40
	APÊNDICE B – TESTES DE ESTABILIDADE (CUSUM).....	42

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o avanço tecnológico e a evolução das regulamentações têm desempenhado um papel crucial no desenvolvimento do comércio eletrônico. A digitalização do comércio, a automação da logística e da produção, além da popularização dos aplicativos de compra, ampliaram significativamente o acesso dos consumidores às plataformas online. Esses fatores não apenas facilitaram a adoção do comércio eletrônico, mas também impulsionaram o crescimento do setor ao aumentar a base de consumidores que realizam compras pela internet (Cruz, 2021).

O comércio eletrônico, definido pela compra e venda de produtos e serviços por meio de redes eletrônicas, predominantemente a Internet, tem reconfigurado não apenas as transações entre empresas e consumidores, mas também fomentado o surgimento de novas formas de pagamento. Este fato vem se refletindo sobre a expansão do setor, o qual experimentou um crescimento global de 24% em 2018. Na América Latina, esse percentual foi de 17,9% em 2017 (Ebit, 2019).

No Brasil, o comércio eletrônico cresceu 12% em 2018. Essa expansão resultou em uma participação de 4,3% desse segmento nas vendas totais. Neste período, o faturamento do comércio eletrônico alcançou R\$ 53,2 bilhões, com 58 milhões de usuários que realizaram ao menos uma compra *online* (Ebit, 2019). Esses números evidenciam a relevância do comércio eletrônico no país.

As conveniências do comércio eletrônico, como o processamento ágil das compras, a diversidade de produtos e o aumento das opções de escolha, são fatores que explicam, em parte, o sucesso desse mercado no Brasil e no mundo (Litan; Rivlin, 2001; Amorim; Resende, 2023). Além desses fatores, os preços geralmente mais baixos praticados no mercado digital, em comparação com o comércio físico, desempenham um papel crucial na consolidação desse segmento. Por essa razão, diversas pesquisas buscam examinar os principais determinantes dos preços dos produtos vendidos *online* (Faria et al. 2010; Gorodnichenko e Talavera, 2017; Amorim e Resende, 2023).

Entre os principais fatores que afetam os preços desses produtos, destaca-se a taxa de câmbio. De acordo com Amorim e Resende (2023), as oscilações cambiais alteram os custos de importação e produção, bem como influenciam a competitividade das empresas nacionais, que repassam, em algum grau, essas variações para os preços finais dos produtos. Portanto,

entender a relação entre os preços no comércio eletrônico e a taxa de câmbio é relevante tanto para varejistas quanto para consumidores que atuam no mercado digital.

Na literatura econômica, o repasse cambial ao nível de preços é denominado de *pass-through*. Segundo Maciel (2006), em geral, quanto maior a abertura da economia, maior será o grau desse repasse cambial. Em uma economia aberta, os preços dos produtos estão suscetíveis a sofrerem choques procedentes de situações de ajustes nos preços relativos, de mudanças nas condições de oferta e procura, de ajustes do nível de abertura comercial e na atividade econômica, além de mudanças no nível da incerteza econômica.

Nesse sentido, este estudo busca examinar o repasse da taxa de câmbio para os preços do comércio eletrônico doméstico no Brasil, entre 2012 e 2018. Adicionalmente, analisa-se a influência da abertura comercial, do nível de atividade econômica e da incerteza sobre os preços, no curto e no longo prazo. A análise é conduzida por meio do método ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) (Pesaran *et al.*, 2001), tendo como variável de interesse o índice de preços FIPE-Buscapé do mercado digital.

Outra questão relevante discutida no estudo é a possibilidade de arbitragem de compras no comércio eletrônico brasileiro. De acordo com Gorodnichenko e Talavera (2017), existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de câmbio e os preços do comércio digital. Essa análise se dá pela suposição de que, se existir relação de longo prazo entre taxa de câmbio e preços do mercado digital, e se as variações na taxa de câmbio antecederem temporariamente as variações nos preços, há a possibilidade de os consumidores arbitrarem as compras no comércio eletrônico. Desse modo, o presente trabalho pretende contribuir para a compreensão dos movimentos dos preços no comércio digital brasileiro, de modo a auxiliar consumidores e varejistas, além dos compradores envolvidos no processo de arbitragem.

Este estudo está dividido em outras quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, apresenta-se uma revisão da literatura sobre os preços do mercado digital e seus determinantes macroeconômicos. Na terceira, discute-se o método adotado e a base de dados. Na quarta, apresentam-se os resultados. Na quinta, as discussões. Por fim, na última seção, descrevem-se as conclusões da pesquisa.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Sob os regimes de taxa de câmbio flutuante, os mercados de câmbio em todo o mundo têm sido caracterizados pela variabilidade, a qual impacta os preços de bens comercializados internacionalmente (Menon, 1995). Nesse contexto, a análise da relação de repasse da taxa de câmbio sobre os preços tornou-se um tema recorrente na economia internacional.

O repasse da taxa de câmbio diz respeito ao grau em que as alterações na taxa de câmbio são refletidas nos preços da moeda. Nesse sentido, o grau de *pass-through* é definido como a elasticidade taxa de câmbio-preços, isto é, a variação percentual nos preços em resposta à variação percentual na taxa de câmbio, que capta a sensibilidade dos preços em relação às flutuações cambiais (Maciel, 2006; Menon, 1995; Aron *et al.*, 2013).

Dada a relevância da questão do repasse cambial para os preços, uma extensa literatura se desenvolveu ao longo dos anos. Entretanto, são escassos levantamentos literários da temática voltada para os preços *online*.

As pesquisas internacionais indicam que os preços dos produtos do mercado *offline* podem variar em função da taxa de câmbio e que pode haver oscilações no grau de repasse cambial para os preços domésticos (Goldberg e Knetter, 1997; Aron *et al.*, 2013; Campa e Goldberg, 2002; Anson *et al.*, 2019; Menon, 1995).

Nesse sentido, a literatura econômica internacional encontrou o resultado de um *pass-through* incompleto, corroborando resultados encontrados de que os preços nacionais oscilam menos do que a taxa de câmbio (Goldberg & Knetter, 1997; Campa e Goldberg, 2002; Anson *et al.*, 2019; Aron *et al.*, 2013). Campa e Goldberg (2002) verificaram que, para os países integrantes da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), há evidências de *pass-through* parcial para os preços de bens comercializados globalmente no curto prazo (definido como um trimestre), sendo que a média desse repasse entre os países é de 60% em um trimestre. Anson *et al.* (2019) também constataram que o repasse médio bilateral da taxa de câmbio para os preços de importação, para uma seleção de 26 países, gira em torno de 50%.

Sob essa perspectiva, no que tange ao nível de repasse cambial para produtos do mercado *online*, a revisão da literatura identificou apenas o estudo de Gorodnichenko e Talavera (2017) que, similarmente, destacou um repasse cambial incompleto. Com dados do Canadá e dos Estados Unidos da América (EUA), Gorodnichenko e Talavera (2017) identificaram que a

variação de preços *online* para movimentos da taxa de câmbio ocorre de forma mais rápida (aproximadamente 1-2 meses) e apresentam repercussões mais intensas, variando entre 60% e 75%, em comparação com os produtos comercializados em lojas físicas.

No Brasil, as pesquisas estão alinhadas com a literatura internacional no que diz respeito à variação dos preços *online* em função da taxa de câmbio e ao grau do *pass-through*. O trabalho de Amorim & Resende (2023) concluiu que o repasse da taxa de câmbio para os preços no comércio eletrônico doméstico brasileiro é de, aproximadamente, 30% e que o ajuste dos preços em direção ao nível de equilíbrio de longo prazo acontece por volta de 5 meses. Esses resultados confirmam o impacto das variações cambiais nos preços *online* e a tendência de um repasse cambial incompleto para os mesmos.

Nesse sentido, uma vez confirmada a ocorrência do repasse cambial para os preços eletrônicos, pontua-se a arbitragem de compras *online*, que pode ser realizada pelos consumidores devido ao maior acesso às informações sobre preços e produtos, facilitado pelo *e-commerce*. A prática de arbitragem de compras envolve a análise de preços de um mesmo produto nos períodos antes e depois da variação cambial, possibilitando a compra de um produto a um preço mais baixo. Essa estratégia é viável somente se houver precedência temporal das flutuações cambiais quanto aos preços *online* e se o ajuste desses preços a essas variações acontecer lentamente (Amorim e Resende, 2023).

A precedência temporal cambial em relação aos preços *online* indica que as variações cambiais ocorrem em um primeiro momento e que, apenas posteriormente, causam impacto nos preços. Nesse contexto, Anson *et al.* (2019) analisam essa precedência temporal e examinam a questão da arbitragem internacional do consumidor no mercado *online*. Os autores reconhecem que, na contemporaneidade, os consumidores podem comparar os preços oferecidos no mercado físico e no mercado digital. Dessa forma, levantaram a questão sobre o aproveitamento das oportunidades da arbitragem internacional e concluíram que os consumidores a realizam, devido a fatores como os baixos custos de pesquisa. Além disso, constatam que, dado um choque positivo permanente de 1% na taxa de câmbio, o consumo das mercadorias *online* diminuiria cerca de 0,7%.

À vista disso, busca-se examinar se há um *pass-through* incompleto para os preços do comércio eletrônico brasileiro, tanto como analisar a existência de uma precedência temporal da taxa de câmbio em relação aos preços *online*, quanto a possibilidade de arbitragem no comércio eletrônico brasileiro com base na taxa de câmbio. Este trabalho inova ao incluir outras

variáveis macroeconômicas como controles, como a abertura comercial, o nível de atividade econômica e o grau de incerteza política brasileira.

3. METODOLOGIA

3.1 Modelo ARDL

Nelson e Plosser (1982) apontam que séries macroeconômicas, como a taxa de câmbio, tendem a ser não estacionárias, o que pode resultar em estimativas espúrias ao se utilizar o método VAR (*Vector Autoregressive Regression*). Para contornar essa limitação, este estudo adotou o modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), desenvolvido por Pesaran *et al.* (2001), para analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços do comércio eletrônico doméstico no Brasil. O modelo ARDL é adequado para contextos em que as variáveis têm diferentes ordens de integração. Além disso, esse método permite estimar relações de curto e longo prazo de forma mais eficiente, sobretudo em pequenas amostras. Por fim, destaca-se que esse método é indicado para o controle de possíveis problemas de endogeneidade no modelo, por meio da correta especificação de suas defasagens (Pesaran & Shin, 1995).

Nesse sentido, a incorporação de defasagens no ARDL considera choques passados ao estimar a relação entre as variáveis, o que reduz o viés de simultaneidade. Tal mecanismo melhora a identificação dos efeitos causais e minimiza o impacto de variáveis omitidas, ajudando a lidar com a endogeneidade (Pesaran *et al.*, 2001).

Para avaliar o *pass-through* cambial para os preços do comércio eletrônico, considera-se o modelo ARDL (p, q), conforme a seguinte equação:

$$\Delta \ln P_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln P_{it-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta \ln R_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que $\Delta \ln P_{it}$ se refere aos preços do comércio eletrônico na primeira diferença, $\Delta \ln P_{it-i}$ representam as defasagens da variável dependente na primeira diferença; $\Delta \ln R_{t-j}$ se refere aos valores correntes e defasados da taxa de câmbio na primeira diferença, α_0 é uma constante, ε_{it} é o termo de erro e p e q denotam a estrutura de defasagem do modelo. Os coeficientes α se referem às causalidades de curto prazo. Já os coeficientes β capturam as relações de longo prazo entre as variáveis. Os termos $\ln P_{it}$ e $\ln R_{t-j}$ são as variáveis em nível.

Dado que outras variáveis podem influenciar a dinâmica dos preços do comércio eletrônico, o modelo foi expandido para incluir o Índice de Abertura Comercial (IAC), o Índice

de Atividade Econômica do Banco Central (IBCB) e o Índice de Incerteza da Política Econômica brasileira (incerteza). Tal especificação do modelo ARDL pode ser representada por:

$$\begin{aligned} \Delta P_{t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{t-1} + \alpha_2 \Delta P_{t-2} + \alpha_3 IAC_{t-1} \\ & + \alpha_4 IBCB_{t-1} + \alpha_5 incerteza_{t-1} + \alpha_6 P_{t-1} \\ & + \alpha_7 \Delta P_{t-2} + \alpha_8 IAC_{t-2} + \alpha_9 IBCB_{t-2} + \alpha_{10} incerteza_{t-2} + \alpha_{11} \end{aligned} \quad (2)$$

Essa formulação possibilita mensurar os efeitos de curto e longo prazo das variáveis sobre os preços *online*.

As especificações dos modelos basearam-se em estudos anteriores que analisaram a relação entre variáveis macroeconômicas e preços. As variáveis consideradas estão fundamentadas nos trabalhos de Amorim e Resende (2023), Silva et al. (2022), Fernandes (1997) e Maciel (2006), que destacam a relevância da taxa de câmbio, da atividade econômica, da incerteza política e da abertura comercial para a dinâmica dos preços no Brasil. Com isso, além do impacto da taxa de câmbio, faz-se possível analisar outros mecanismos de transmissão de choques sobre os preços.

3.2 Processo de estimação

O processo de estimação foi conduzido para as duas modelagens econométricas, a saber: um modelo ARDL que considera apenas a relação entre os preços do comércio eletrônico e a taxa de câmbio; e um modelo expandido, considerando a relação entre os preços *online* e as variáveis câmbio, IAC, IBCB e incerteza. Ambos os modelos foram submetidos aos mesmos procedimentos, a fim de garantir a robustez dos resultados.

Como uma etapa preliminar, foram realizados testes de raiz unitária. A presença de raiz unitária em uma série temporal indica uma série não estacionária. Para o modelo ARDL, a condição é que as séries sejam, no máximo, integradas de ordem 1 (I(1)). Portanto, torna-se necessário verificar a condição de estabilidade das variáveis, por meio de testes de raiz unitária.

Seguindo a abordagem metodológica adotada por Amorim e Resende (2023), foram aplicados os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS) e Phillips-Perron (PP). Esses testes são comumente utilizados na literatura para avaliar a estacionariedade de séries temporais (Enders, 2014). A hipótese nula

dos testes mencionados é a de que a série possui uma raiz unitária, ou seja, é não estacionária em nível, sendo necessário aplicar o processo de diferença estacionário. A rejeição desta hipótese sugere que a série é estacionária.

Em seguida, foi verificada a adequação do modelo escolhido pelos critérios de informação, como o de Akaike e de Schwartz, garantindo que os modelos apresentassem as propriedades de não autocorrelação, homocedasticidade, distribuição normal e estabilidade. Para isso, conforme Amorim e Resende (2023), foram realizados os testes Breuch-Godfrey (BG), Breuch-Pagan-Godfrey (BPG), Jarque-Bera (JB) e *Cumulative Sum* (CUSUM). As hipóteses nulas de cada um desses testes são, respectivamente, a ausência de autocorrelação nos resíduos, a ausência de heterocedasticidade, a normalidade dos resíduos e a estabilidade dos coeficientes do modelo, enquanto as hipóteses alternativas apontam para a presença de tais violações.

Com o modelo dinamicamente estável, realizou-se o teste de limites para cointegração. O procedimento de verificação da cointegração é feito com base nos coeficientes de longo prazo, por meio de um teste de estatística F, denominado de *Bounds Test*. Define-se a hipótese nula (\square_0) e a alternativa (\square_1) do teste como:

$$\square_0: \square_1 = \square_2 = 0;$$

$$\square_1: \square_1 \neq \square_2 \neq 0.$$

A hipótese nula representa a situação em que não há relação de longo prazo entre as variáveis. Já a hipótese alternativa pressupõe que exista relação de longo prazo, ou seja, os coeficientes são diferentes de zero. Se o valor resultante da estatística F for menor do que o valor crítico do limite inferior, conclui-se que as variáveis são não cointegradas e que não possuem relação de longo prazo. Por outro lado, se o valor obtido da estatística F for maior que o valor crítico do limite superior, conclui-se que as variáveis são cointegradas e que possuem uma relação de longo prazo. Caso a estatística calculada esteja entre os limites críticos do teste, o procedimento de verificação torna-se inconclusivo.

A existência de uma relação de cointegração entre as variáveis sugere uma especificação na qual há a inclusão de um mecanismo de correção de erro no modelo ARDL (ARDL-ECM). A introdução desse elemento permite que os desequilíbrios de curto prazo sejam paulatinamente corrigidos para garantir a estabilidade da relação de longo prazo (Banerjee *et al.*, 1993). A equação genérica do ARDL-ECM é dada pela seguinte expressão:

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^p \varphi_{1,i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_{2,i} \Delta E_{t-i} + \delta_0 z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

em que ε_{t-1} é o resíduo defasado da equação de longo prazo. Em suma, este termo representa a parcela do desequilíbrio da variável dependente que é corrigido a cada período para que a variável retorne ao seu valor de equilíbrio. Em teoria, espera-se que o coeficiente do mecanismo de correção de erro seja negativo e estatisticamente significativo, de modo a indicar o processo de suavização dos choques ocorridos na variável dependente.

Confirmada a relação de longo prazo entre as variáveis, é possível analisar a direção da casualidade entre as mesmas por meio de um teste de causalidade de Granger. O objetivo principal do teste é verificar a precedência temporal entre duas variáveis (Bueno, 2011). A precedência temporal indica se variações em determinada variável podem ajudar a explicar a outra variável em um momento futuro do tempo. O teste seguiu a especificação de Toda e Yamamoto (1995), considerando a quantidade de *lags* indicada pelos critérios de informação, mais uma defasagem, a qual está associada com a ordem máxima de integração das variáveis.

A verificação da causalidade baseou-se no modelo VAR (Vetor Autorregressivo). Assim, assume-se a existência de causalidade quando os valores passados de determinada variável ajudam a prever os valores correntes de outra variável. O procedimento consiste em determinar o número de defasagens do modelo VAR e expandir sua ordem de *lags*, baseado no número máximo de integração das variáveis. Desse modo, é possível inferir se existe causalidade e se, portanto, há arbitragem nos preços. A especificação do VAR pode ser definida como:

$$\theta(L)y_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

em que y_t é um conjunto que representa as variáveis observadas; θ é a matriz de coeficientes a serem estimados; (L) é o operador de defasagens (Enders, 2014).

3.3 Base de dados

A seleção das variáveis utilizadas está fundamentada nos trabalhos de Amorim e Resende (2023), Silva *et al.* (2022), Fernandes (1997) e Maciel (2006). Essas são consideradas devido a sua significância econômica para explicar a dinâmica dos preços na economia.

A variável dependente é o índice de preços FIPE-Buscapé (Amorim e Resende, 2023), que mede a variação de preços no mercado digital brasileiro com base em mais de 2 milhões de preços de 47 categorias de produtos oferecidos no comércio eletrônico. Esse índice é monitorado continuamente pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) por meio da plataforma Buscapé. Os dados são mensais e referem-se ao período entre 2012 e 2018.

Entre os regressores, incluiu-se a taxa de câmbio nominal coletada do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que expressa o valor do Real em relação ao Dólar americano. Uma desvalorização do real pode encarecer produtos importados e, assim, pressionar os preços no mercado digital, enquanto uma valorização poderia reduzir esses preços. Além disso, foi adicionado o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), um indicador que busca captar o nível de atividade econômica brasileira e que serve como *proxy* para a competitividade interna. A inclusão do IBC-Br visa controlar o impacto dessa variável sobre os preços no mercado digital, uma vez que variações na atividade econômica podem alterar a estrutura de mercado e influenciar os preços dos produtos ofertados *online*. Esses dados foram extraídos do *site* do BCB. Ambas as variáveis foram utilizadas conforme a abordagem de Amorim e Resende (2023).

Outro regressor incluído é o Índice de Incerteza da Política Econômica brasileira (EPU), que busca refletir o nível de incerteza econômica e foi construído com base na contagem de termos específicos em artigos de jornais, como “incerteza, econômico, economia” etc. Esse índice permite verificar o impacto da incerteza econômica nos preços, já que períodos de maior incerteza tendem a afetar o consumo, a produção e, conseqüentemente, os preços no comércio eletrônico (Silva *et al.*, 2022). Esses dados foram retirados do *site Economic Policy Uncertainty*.

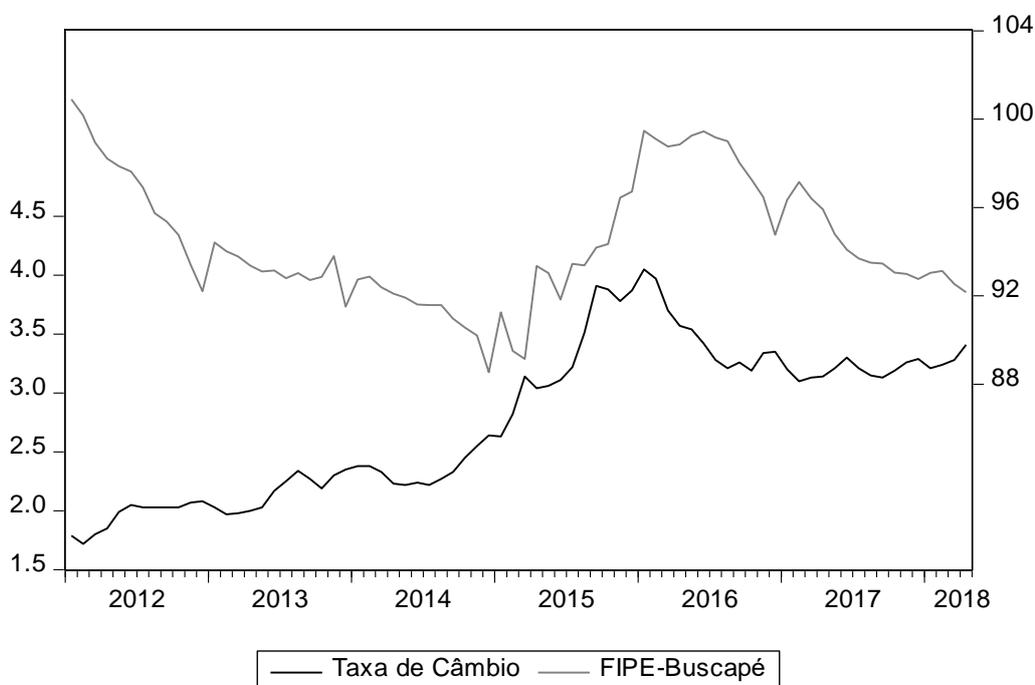
Por fim, buscou-se considerar a influência dos fluxos do comércio internacional por meio de um índice que mede o grau de abertura comercial da economia (Fernandes, 1997; Maciel, 2006). Esse indicador é denominado de “Índice de Abertura Comercial (IAC)” e mede o grau de integração econômica do Brasil com os demais países. Ele considera, mensalmente, a soma das exportações e das importações em razão ao produto interno bruto (PIB).

4. RESULTADOS

Uma avaliação conjunta das trajetórias temporais das variáveis (Apêndice A) revelou uma possível quebra estrutural no ano de 2015. Conforme a Figura 1, observa-se que em 2015 houve uma desvalorização do real, que ocasionou a redução das compras em *sites* estrangeiros e a concentração do mercado *online* em compras domésticas (Ebit, 2019). Essa desvalorização da moeda ocorreu devido à Crise Econômica Brasileira, caracterizada por incertezas políticas, queda na atividade econômica, ampliação do grau de abertura comercial do país e inflação elevada.

Paralelamente, houve novas políticas macroeconômicas associadas ao progresso tecnológico (como o Plano Nacional de Banda Larga, em 2010, por exemplo), o que modificou o mercado comercial com o aumento do número de usuários de *internet* e a difusão do uso de *smartphones*. Tais mudanças, associadas ao aperfeiçoamento das tecnologias, foram responsáveis pelo crescimento do *e-commerce* brasileiro (Cruz, 2021).

Figura 1 Taxa de Câmbio e Preços do Comércio Eletrônico



Fonte: Elaboração própria.

4.1 Teste de Raiz Unitária

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária realizados para as variáveis consideradas. Os resultados demonstram que, em nível, apenas as variáveis IAC e Incerteza foram estacionárias, além do IBCBr nas especificações que incluam constante e tendência no teste ADF e PP. Nas demais situações, as variáveis mostraram-se estacionárias apenas na primeira diferença.

Tabela 1 Resultado dos testes de raiz unitária

Variável	ADF		PP		DF-GLS	
	C	C+T	C	C+T	C	C+T
Preço	-2,321 ^{NS}	-2,318 ^{NS}	-2,365 ^{NS}	-2,341 ^{NS}	-0,759 ^{NS}	-1,467 ^{NS}
Câmbio	-1,791 ^{NS}	-1,906 ^{NS}	-1,432 ^{NS}	-1,341 ^{NS}	-0,201 ^{NS}	-1,876 ^{NS}
IAC	-4,586 ^{**}	-4,577 ^{**}	-4,710 ^{**}	-4,702 ^{**}	-4,592 ^{**}	-4,597 ^{**}
IBCB	-1,828 ^{NS}	-5,465 ^{**}	-3,613 ^{**}	-5,354 ^{**}	-1,522 ^{NS}	-1,799 ^{NS}
Incerteza	-3,892 ^{**}	-4,778 ^{**}	-3,742 ^{**}	-4,749 ^{**}	-3,597 ^{**}	-4,756 ^{**}
<i>Primeira Diferença</i>						
Preço	-9,865 ^{**}	-9,869 ^{**}	-9,774 ^{**}	-9,779 ^{**}	-3,170 ^{**}	-9,845 ^{**}
Câmbio	-5,961 ^{**}	-6,064 ^{**}	-5,923 ^{**}	-5,974 ^{**}	-4,357 ^{**}	-5,121 ^{**}
IAC	-	-	-	-	-	-
IBCB	-5,159 ^{**}	-	-	-	-11,483 ^{**}	-9,228 ^{**}
Incerteza	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores críticos referem-se ao nível de significância de 5%. ***, ** e * denotam, respectivamente, os coeficientes estatisticamente significativos aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%. A sigla NS se refere aos coeficientes “não significativos”. Nos testes ADF e DF-GLS, as defasagens são baseadas no Critério de Informação de Schwarz, considerando um máximo de 5 defasagens. O teste PP se baseou no método de Newey-West, com o Kernel Bartlett.

4.2 Estimação

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação do ARDL para as variáveis preços *online*, taxa de câmbio, IBCBr, IAC e incerteza. Inicialmente, analisou-se a relação entre preços *online* e taxa de câmbio. Segundo o Critério Bayesiano de Schwartz (BIC), a melhor especificação foi o modelo ARDL (3,2), avaliado entre 156 modelos com um máximo de 12 defasagens por variável. Os coeficientes representam as elasticidades de curto prazo e refletem o efeito imediato que ocorre nos preços quando as demais variáveis variam.

Os testes estatísticos confirmaram a adequação do modelo, indicando sua robustez. O teste Breusch-Godfrey LM apontou para resíduos não autocorrelacionados, enquanto o teste Breusch-Pagan-Godfrey (F) confirmou a hipótese de homocedasticidade dos resíduos, indicando que estes apresentam variância constante. Já o teste Jarque-Bera evidenciou a normalidade da distribuição residual. Por sua vez, o teste CUSUM¹ apontou para a estabilidade dos coeficientes ao longo do tempo, apesar do período da Crise Econômica Brasileira de 2015.

Com base nos resultados do modelo ARDL (3,2), verificou-se que a regressão pode explicar cerca de 90% da variação dos preços. O coeficiente da primeira defasagem dos preços foi positivo, sugerindo que choques nos preços tendem a ser parcialmente repassados ao período seguinte. Isto é, se houver um choque de 1% nos preços no mês corrente, cerca de 0,44% desse choque é repassado ao período subsequente. Quanto ao câmbio, não foram verificados efeitos estatisticamente significativos no curto prazo (Tabela 2).

¹ O gráfico referente ao teste de estabilidade (CUSUM) foi disponibilizado na seção do Apêndice B.

Tabela 2 Estimação do modelo ARDL

Variáveis	ARDL (3,2)		ARDL (3,2,3,2,0)	
	Coef.	EP	Coef.	EP
Preço (-1)	0,443 ^{***} (0,001)	0,118	0,374 ^{***} (0,002)	0,119
Preço (-2)	0,089 ^{NS} (0,476)	0,124	0,174 ^{NS} (0,189)	0,131
Preço (-3)	0,268 ^{**} (0,012)	0,105	0,195 [*] (0,068)	0,104
Câmbio	-0,041 ^{NS} (0,243)	0,035	-0,032 ^{NS} (0,328)	0,033
Câmbio (-1)	0,059 ^{NS} (0,299)	0,057	0,008 ^{NS} (0,866)	0,051
Câmbio (-2)	0,046 ^{NS} (0,226)	0,038	0,075 ^{**} (0,034)	0,034
IAC	-	-	0,009 ^{NS} (0,345)	0,01
IAC (-1)	-	-	0,032 ^{***} (0,005)	0,011
IAC (-2)	-	-	-0,008 ^{NS} (0,518)	0,012
IAC (-3)	-	-	-0,020 ^{NS} (0,106)	0,012
IBCB _r	-	-	-0,116 ^{**} (0,010)	0,043
IBCB _r (-1)	-	-	0,057 ^{NS} (0,170)	0,041
IBCB _r (-2)	-	-	-0,054 ^{NS} (0,162)	0,038
Incerteza	-	-	0,003 ^{NS} (0,165)	0,002
Constante	0,857 ^{***} (0,001)	0,194	1,636 ^{***} (0,001)	0,490
Autocorrelação LM χ^2	1,675 ^{NS}		0,618 ^{NS}	
Jarque-Bera	3,744 ^{NS}		3,699 ^{NS}	
Breusch-Pagan-Godfrey (F)	11,544 ^{NS}		16,300 ^{NS}	
Bound Test	18,627 ^{***}		9,774 ^{***}	
R ² ajustado	0,908		0,938	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A variável dependente é Preço. A base de dados contempla o período de janeiro de 2012 a abril de 2018 e inclui 73 observações. ***, ** e * denotam, respectivamente, os coeficientes estatisticamente significativos aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância. A sigla NS se refere aos coeficientes “não significativos”.

Considerando que o modelo ARDL (3,2) mantém propriedades estatísticas apropriadas, verificou-se se as variáveis são cointegradas. O teste de cointegração (*Bound Test*), reportado na Tabela 3, sugeriu uma relação de longo prazo significativa entre os preços do comércio eletrônico e o câmbio, ou seja, aponta para existência de cointegração entre as variáveis (Tabela 3). Na especificação de longo prazo, a elasticidade câmbio-preço foi estimada em 32,93% (Tabela 4).

Tabela 3 Teste de limites para cointegração (ARDL, 3,2)

Estatística de Teste	Valor	Signif.	I(0)	I(1)
Estatística F	18,627	10%	5,59	6,26
		5%	6,56	7,3
		2.50%	7,46	8,27
		1%	8,74	9,63

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores de I(0) e I(1) se referem aos limites críticos para os respectivos níveis de significância e estatística F.

Tabela 4 Elasticidade de longo prazo (ARDL, 3,2)

Variável	Coefficiente	EP	Estatíst. t	Prob.
Câmbio	0,329	0,073	4,504	0,001

Fonte: Elaboração própria.

Confirmada a relação de longo prazo, foi inserido o mecanismo de correção de erro (ECM) no modelo ARDL em diferenças (Tabela 5). O coeficiente negativo e significativo designa que, diante de um desvio em relação ao equilíbrio, os preços do comércio eletrônico ajustam-se gradualmente na direção oposta, para voltar ao seu nível de equilíbrio. Nesse caso, pode-se afirmar que quando há um choque de curto prazo nos preços *online*, cerca de 19,84% do desvio é corrigido no período subsequente. Com base na abordagem de Amorim e Resende (2023), estima-se que o ajuste completo dos preços do *e-commerce* em direção ao equilíbrio ocorra em aproximadamente 5 meses, considerando que cerca de 20% do ajuste total ocorra em

cada mês. Esse intervalo pode ser suficiente para permitir a arbitragem pelos consumidores. Contudo, associado a isso, deve haver a precedência temporal.

Tabela 5 Modelo ARDL-ECM (3,2)

Variável	Coefficiente	EP	Estatíst. t	Prob.
C	0,856	0,139	6,130	0,001
@TREND	-0,000	0,000	-5,021	0,001
D(L_PREÇO(-1))	-0,357	0,102	-3,485	0,001
D(L_PREÇO(-2))	-0,268	0,101	-2,650	0,010
D(L_CÂMBIO)	-0,041	0,033	-1,233	0,221
D(L_CÂMBIO(-1))	-0,046	0,037	-1,230	0,222
CointEq(-1)*	-0,198	0,032	-6,150	0,000
R ² ajustado	0,422		Critério de Akaike	-6,490
Erro-Padrão da regres.	0,009		Critério de Schwarz	-6,271
Estatística F	8,043			
Prob. (Estat. F)	0,000			

Fonte: Elaboração própria.

No que tange à causalidade, o modelo VAR foi estimado com base nos critérios de Schwarz e Akaike, que indicaram modelos VAR com 1 e 3 defasagens, respectivamente. O teste de autocorrelação do modelo VAR (1) indicou a rejeição da hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos, enquanto, no modelo VAR (3), o teste indicou a não rejeição dessa hipótese. Por essa razão, adotou-se o modelo VAR (3). Considerando a abordagem de Toda e Yamamoto (1995), acrescentou-se uma defasagem ao modelo VAR escolhido, referente à ordem máxima de integração das variáveis (ordem 1).

Os resultados apresentados na Tabela 6 indicam que há causalidade de Granger unidirecional, da taxa de câmbio para os preços do comércio eletrônico. Em outras palavras, pode-se afirmar que as variações da taxa de câmbio precedem as variações dos preços *online*, mas o inverso não ocorre. Isso sugere a possibilidade de arbitragem no comércio eletrônico.

Tabela 6 Teste de causalidade de Granger (Toda e Yamamoto) - ARDL (3,2)

Hipótese nula	Estatística χ^2	Prob.
Preço não causa-Granger Câmbio	3,977	0,263
Câmbio não causa-Granger Preço	10,985	0,011

Fonte: Elaboração própria.

Em uma segunda análise, inserindo as variáveis IAC, IBCBr e incerteza, a melhor especificação encontrada foi o modelo ARDL (3,2,3,2,0), conforme o critério de Akaike. Essa modelagem foi selecionada entre 768 modelos avaliados, com um máximo de 3 defasagens para cada variável. Ao adicionar as variáveis, considerando o Critério Bayesiano de Schwartz (BIC), o modelo passou a apresentar a propriedade inadequada de que os resíduos não são normalmente distribuídos. Diante disso, optou-se pela indicação do Critério de Akaike (AIC), que tende a favorecer modelos com mais parâmetros.

Os testes estatísticos dessa modelagem apresentaram resultados apropriados. O teste Breusch-Godfrey LM não encontrou evidências de autocorrelação nos resíduos, enquanto o teste Breusch-Pagan-Godfrey não indicou heterocedasticidade, confirmando que a variância dos resíduos é constante. Já o teste Jarque-Bera não rejeitou a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos. Por fim, o teste CUSUM² apontou para a estabilidade dos coeficientes ao longo do tempo.

Observando a Tabela 2, nota-se que a nova regressão explicou aproximadamente 94% da variação de preços, o que sugere uma boa capacidade preditiva em comparação ao modelo ARDL (3,2). O coeficiente da primeira defasagem dos preços manteve-se positivo, o que sugere que os preços se relacionam positivamente com seus valores passados, embora com menor magnitude. O parâmetro estimado da defasagem de ordem 1 indica que, se houver um choque de 1% no nível de preços no mês corrente, cerca de 0,37% desse choque é repassado ao próximo período. Para a taxa de câmbio, considera-se o coeficiente da defasagem de ordem 2, que apresentou significância estatística e econômica para explicar as variações nos preços. Este demonstrou que se houver um choque de 1% no câmbio, haverá um repasse de 0,075% aos preços dois períodos à frente.

Quanto às demais variáveis, observou-se que, no curto prazo, a variável IAC foi estatisticamente significativa apenas na primeira defasagem. O modelo sugere que um choque

² O gráfico referente ao teste de estabilidade (CUSUM) foi disponibilizado na seção do Apêndice B.

de 1% no índice de abertura comercial eleva os preços em 0,032% no tempo posterior. A variável de incerteza não apresentou significância estatística, assim como a IAC em nível e defasada de ordem 2. Em contrapartida, a variável IBCBr, significativa em nível, indicou que, dado um choque de 1% no índice de atividade econômica do Banco Central, os preços reduzem em 0,116% no mesmo período.

Dado que o modelo é dinamicamente estável, verificou-se novamente a existência de cointegração entre as variáveis. O resultado comprovou uma relação de longo prazo significativa entre as variáveis (Tabela 7). A elasticidade ou o coeficiente de longo prazo indicou, com significância estatística, um repasse cambial de 20,07% e o repasse do IBCBr de -44,09% para os preços dos eletrônicos no Brasil (Tabela 8). Entretanto, os coeficientes de longo prazo de IAC e incerteza não foram significativos.

Tabela 7 Teste de limites para cointegração (ARDL, 3,2,3,2,0)

Estatística de Teste	Valor	Signif.	I(0)	I(1)
Estatística F	9,774	10%	3,03	4,06
		5%	3,47	4,57
		2.50%	3,89	5,07
		1%	4,4	5,72

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores de I(0) e I(1) se referem aos limites críticos para os respectivos níveis de significância e estatística F.

Tabela 8 Elasticidade de Longo Prazo (ARDL, 3,2,3,2,0)

Variável	Coefficiente	EP	Estatíst. t	Prob.
Câmbio	0,200	0,072	2,759	0,007
IAC	0,052	0,057	0,920	0,361
IBCBr	-0,440	0,185	-2,371	0,021
Incerteza	0,014	0,010	1,394	0,168

Fonte: Elaboração própria.

Comprovada a relação de longo prazo entre as variáveis, o modelo ARDL foi ajustado com a inserção do mecanismo de correção de erro (ECM). O resultado indica que, diante de um choque de curto prazo na primeira diferença dos preços *online*, cerca de 25,62% desse choque é corrigido no próximo período (Tabela 9). Nesse contexto, estima-se que o ajuste dos preços do mercado digital em direção ao seu nível de equilíbrio ocorra em, aproximadamente, 4 meses

(cerca de 25% do ajuste total por mês). A Tabela 9 apresenta os resultados do modelo ARDL-ECM.

Tabela 9 Modelo ARDL-ECM (3,2,3,2,0)

Variável	Coefficiente	EP	Estatíst. t	Prob.
C	1,636	0,226	7,222	0,000
@TREND	-0,000	0,000	-6,244	0,000
D(L_PREÇO(-1))	-0,369	0,098	-3,766	0,000
D(L_PREÇO (-2))	-0,195	0,094	-2,062	0,043
D(L_CÂMBIO)	-0,032	0,029	-1,125	0,265
D(L_CÂMBIO(-1))	-0,075	0,032	-2,284	0,026
D(L_IAC)	0,009	0,009	1,072	0,287
D(L_IAC(-1))	0,028	0,009	3,074	0,003
D(L_IAC(-2))	0,020	0,010	1,946	0,056
D(L_IBCBr)	-0,116	0,033	-3,459	0,001
D(L_IBCBr(-1))	0,054	0,031	1,735	0,088
CointEq(-1)*	-0,256	0,035	-7,231	0,000
R ² ajustado	0,609		Critério de Akaike	-6,746
Erro-Padrão da regres.	0,007		Critério de Schwarz	-6,370
Estatística F	8,673			
Prob. (Estat. F)	0,000			

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, para confirmar a possibilidade de arbitragem, avalia-se a precedência temporal entre as variáveis. Em relação ao teste de causalidade de Granger, os critérios de Schwarz e Akaike indicaram um modelo VAR com 1 defasagem. Contudo, o teste de autocorrelação do modelo VAR 1 apontou a rejeição da hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos. Por consequência, incluiu-se a segunda defasagem, de modo que o modelo resultante mostrou resíduos não autocorrelacionados. Além disso, o modelo VAR 2 foi indicado pelo critério de seleção *Likelihood Radio Test* (LR).

A Tabela 10 apresenta os resultados do teste de Granger, considerando um VAR (3) (duas defasagens indicadas pelo teste LR, mais uma defasagem associada ao número máximo de integração das séries). Uma análise individual dos parâmetros indica que apenas IAC e IBCBr possuem poder preditivo sobre os preços. Com isso, os resultados do modelo ARDL ampliado não evidenciam a possibilidade de arbitragem.

Tabela 10 Teste de causalidade de Granger (Toda e Yamamoto) - ARDL (3,2,3,2,0)

Hipótese nula	Estatística x^2	Prob.
Câmbio não causa-Granger Preço	3,241	0,197
IAC não causa-Granger Preço	9,686	0,007
IBCBr não causa-Granger Preço	5,804	0,054
Incerteza não causa-Granger Preço	2,601	0,272

Fonte: Elaboração própria.

5. DISCUSSÃO

O estudo indica que o repasse cambial para os preços do comércio digital brasileiro é mais baixo e mais lento do que o observado em mercados internacionais, embora a comparação direta entre os estudos seja mais complexa devido a diferenças estruturais de análise. Por exemplo, Gorodnichenko e Talavera (2017), ao analisarem dados dos Estados Unidos e do Canadá, constataram que os preços nesses países respondem mais rapidamente às variações na taxa de câmbio, com um ajustamento de um a dois meses e um repasse variando entre 60% e 75%. No Brasil, por outro lado, estimou-se um repasse cambial incompleto de 32,93% para os preços *on-line* e uma velocidade de ajustamento ao equilíbrio de aproximadamente cinco meses no modelo ARDL bivariado. Já no modelo ARDL expandido, o repasse cambial foi estimado em 20,07%, com um tempo de ajuste reduzido para cerca de quatro meses.

Essa diferença pode ser explicada por diversos fatores estruturais e institucionais. Primeiramente, o Brasil apresenta custos e prazos de entrega mais elevados para compras internacionais em comparação aos países desenvolvidos, o que pode restringir um repasse mais pronunciado da taxa de câmbio para os preços *on-line* (Amorim e Resende, 2023; Ebit, 2019). Além disso, a volatilidade da taxa de câmbio nacional, amplamente influenciada por eventos políticos e econômicos internos, tende a levar as empresas a adotarem uma postura mais cautelosa ao ajustar os preços. Em vez de repassarem imediatamente as variações cambiais aos consumidores, as empresas podem optar por aguardar uma tendência mais clara e estável do câmbio, evitando reajustes frequentes que poderiam gerar incerteza e impactar a demanda (Aron *et al.*, 2014).

Os resultados obtidos reforçam essa perspectiva. No curto prazo, o modelo bivariado revelou uma elasticidade câmbio-preço baixa, sugerindo que as variações cambiais não provocam ajustes imediatos nos preços. No modelo expandido, verificou-se um impacto da taxa de câmbio nos preços *on-line* de 0,075% após dois períodos, o que indica que, ao considerar variáveis como abertura comercial, atividade econômica e incerteza, o efeito do câmbio sobre os preços se torna mais evidente, embora com certo atraso. Ademais, a magnitude do coeficiente de repasse cambial pode variar conforme a inclusão de diferentes variáveis de controle no modelo (Santolin e Carvalho, 2017).

No longo prazo, os resultados apontam para a relevância da relação entre atividade comercial e preços *on-line*. Especificamente, identificou-se um repasse do IBCBr de -44,09%

para os preços dos eletrônicos no Brasil. Esse efeito pode estar associado ao aumento da competitividade interna, que pressiona a redução dos preços, conforme sugerido por Clezar *et al.* (2010).

A variável de abertura comercial (IAC) apresentou significância estatística apenas no curto prazo, especificamente na primeira defasagem, possivelmente refletindo os incentivos gerados pelo aumento da concorrência. No entanto, no longo prazo, a ausência de significância estatística sugere que a relação entre abertura comercial e preços é fraca (Moreira e Correa, 1997).

Por outro lado, a variável de incerteza não se mostrou estatisticamente significativa para explicar as variações nos preços, tanto no curto quanto no longo prazo. Esse resultado sugere que os preços do comércio eletrônico podem ser menos sensíveis à instabilidade econômica. Uma possível explicação para essa dinâmica está na teoria das expectativas racionais de Muth (1961), segundo a qual os agentes econômicos (empresas e consumidores) formam suas expectativas com base em informações disponíveis e princípios teóricos. Assim, no contexto econômico analisado, os agentes podem ter incorporado a incerteza em suas decisões de precificação e consumo, o que explica a ausência de impacto significativo dessa variável sobre os preços.

Por fim, a análise de cointegração confirmou a relação de longo prazo entre as variáveis nos dois modelos estimados. Em relação à precedência temporal da taxa de câmbio sobre os preços, observou-se que essa relação foi estatisticamente significativa no modelo bivariado, o que sugere a possibilidade de arbitragem pelos consumidores. No entanto, ao incluir outras variáveis de controle na modelagem, a precedência temporal da taxa de câmbio perdeu significância estatística. Esse resultado reforça a sensibilidade do indicador de repasse cambial à inclusão de variáveis no modelo, o que indica que o *pass-through* cambial para os preços não é fixo, mas depende do contexto econômico, das especificações metodológicas adotadas e da estrutura do mercado.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo investigou a dinâmica de preços no comércio eletrônico brasileiro no período de 2012 a 2018, com ênfase no impacto do repasse cambial. Para isso, inicialmente, foi realizada uma revisão da literatura teórica sobre o mercado eletrônico e o fenômeno do *pass-through* cambial. Com base nesse referencial, adotou-se um modelo econométrico adequado a contextos em que as variáveis apresentam diferentes ordens de integração: o modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).

A análise foi conduzida a partir de duas especificações do modelo. Primeiramente, estimou-se um modelo ARDL bivariado, que considerou apenas os preços *on-line* e a taxa de câmbio. Em seguida, empregou-se um modelo ARDL expandido, que incorporou variáveis adicionais, como o Índice de Abertura Comercial (IAC), o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBCB) e a incerteza econômica. Ambos os modelos foram submetidos a testes de robustez para garantir a consistência dos resultados.

Os achados indicam que o repasse cambial para os preços *on-line* é incompleto e ocorre de forma gradual, o que está em consonância com estudos internacionais sobre o tema. Contudo, ao expandir a modelagem, não foi confirmado o repasse das variações cambiais para os preços do comércio eletrônico. Esse resultado sugere que a sensibilidade do indicador de *pass-through* é influenciada pela inclusão de outros fatores econômicos no modelo.

Diante desse cenário, os varejistas do comércio eletrônico podem adotar estratégias de precificação dinâmica para manter a competitividade. Um exemplo é o uso de plataformas de comparação de preços (PCWs), que ajustam automaticamente os valores dos produtos conforme mudanças na demanda e nos custos. Além disso, práticas como a celebração de contratos comerciais de longo prazo e o uso de *hedge* cambial podem ajudar as empresas a mitigarem os impactos da volatilidade da taxa de câmbio (Souza, 2022).

Do ponto de vista dos consumidores, o acesso a ferramentas digitais para monitoramento de preços, como os próprios PCWs, pode facilitar a busca por produtos com melhor relação custo-benefício. Essas plataformas permitem catalogar preços e fornecedores de forma acessível, auxiliando na tomada de decisão. Paralelamente, a análise de padrões sazonais pode contribuir para a identificação de períodos mais favoráveis à compra de determinados produtos.

Em síntese, este estudo contribui para a compreensão dos fatores que influenciam a formação de preços no comércio eletrônico brasileiro, destacando o papel da taxa de câmbio e de outros elementos macroeconômicos. A ausência de evidências de arbitragem no modelo expandido não invalida a relevância do câmbio nesse processo, mas indica que há fatores que podem suavizar seu impacto sobre os preços. Esses achados são particularmente relevantes, tanto para consumidores interessados em estratégias de economia quanto para formuladores de políticas públicas que buscam entender as oscilações de preços no *e-commerce*.

Por fim, este estudo abre novas possibilidades de pesquisa. A análise do impacto da pandemia de COVID-19 sobre os preços do comércio eletrônico e sobre o repasse cambial surge como uma linha de investigação promissora, à medida que mais dados se tornarem disponíveis. Além disso, a recente mudança na taxação de compras internacionais, por meio do Programa de Remessa Conforme (PCR), pode trazer implicações significativas para a precificação no mercado digital. Investigar esses aspectos permitirá um entendimento mais aprofundado sobre a dinâmica do comércio eletrônico e os fatores macroeconômicos que o influenciam.

REFERÊNCIAS

AMORIM, D. P. DE L.; RESENDE, M. *Exchange Rate Pass-Through to Brazilian E-Commerce Prices. Global Journal of Emerging Market Economies*, p. 1–19, 2023.

ANSON, J.; BOFFA, M.; HELBLE, M. *Consumer arbitrage in cross-border e-commerce. Review of International Economics*, p. 1–18, 23 abr. 2019.

ARON, J.; MACDONALD, R.; MUELLBAUER, J. *Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings. The Journal of Development Studies*, p. 101–143, 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br**. Banco Central do Brasil - Departamento Econômico, 3 out. 2022. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/24363-indice-de-atividade-economica-do-banco-central---ibc-br>>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Metodologia do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) e sua relação com o PIB**. [s.l: s.n.]. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/Metodologia_ibc-br_pib_estudos_especiais.pdf>. Acesso em: 26 set. 2024.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais - v2.1**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 01 out. 2024.

BANERJEE, A. et al. *Co-Integration, Error Correction, And the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press, 1993. v. 106.

BUENO, R. DE L. DA S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. *Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?* *The Review Of Economics and Statistics*, n. 8934, p. 1–34, 2002.

CLEZAR, R. V.; TRICHES, D.; MORAES, R. C. DE. **Poder de mercado, economia de escala e a produtividade da indústria brasileira entre 1994 e 2007.** . Em: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC). 3 dez. 2010. Disponível em: <<https://www.anpec.org.br/revista/aprovados/Poder.pdf>>. Acesso em: 18 fev. 2025

CRUZ, W. L. DE M. Crescimento do *e-commerce* no Brasil: desenvolvimento, serviços logísticos e o impulso da pandemia de Covid-19. *GeoTextos*, v. 17, n. 1, p. 67–88, 2021.

EBIT|NIELSEN. **WEBSHOPPERS: 39ª edição.** São Paulo: Ebit|Nielsen, 2019. Disponível em: <http://www.medsobral.ufc.br/pdf/Webshoppers_39.pdf>. Acesso em: 27 set. 2024.

ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY. Brazil Monthly Index. Disponível em: <https://www.policyuncertainty.com/brazil_monthly.html>. Acesso em: 27 set. 2024.

FARIA, E. R. DE et al. Fatores determinantes na variação dos preços dos produtos contratados por pregão eletrônico. *Revista de Administração Pública*, p. 1–24, 2010.

FERNANDES, S. C. Abertura comercial: um estudo sobre o processo brasileiro de liberalização. *Revista Paranaense de Desenvolvimento - RPD*, n. 92, p. 73–91, 1997.

FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS - FIPE. **FIPE BUSCAPÉ.** Disponível em: <<https://mosaico.fipe.org.br/>>. Acesso em: 27 set. 2024.

GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. *Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?* *Journal of Economic Literature*, v. 35, n. 3, p. 1243–1272, 1997.

GORODNICHENKO, Y.; TALAVERA, O. *Price setting in online markets: Basic facts, international comparisons, and cross-border integration.* *American Economic Review*, v. 107, n. 1, p. 249–82, 2017.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Basic Econometrics*. 5. ed. São Paulo: AMGH Editora Ltda., 2011.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. Ipeadata, [s.d.]. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 27 set. 2024.

LITAN, R.; RIVLIN, A. M. *Projecting the Economic Impact of the Internet*. *American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 313–317, 2001.

MACIEL, L. F. P. *Pass-through Cambial: Uma Estimação para o Caso Brasileiro*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas (FGV), 2006.

MENON, J. *Exchange Rate Pass-Through*. *Journal of Economic Surveys*, v. 9, n. 2, p. 103–253, 1995.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA, COMÉRCIO E SERVIÇOS (MDIC). **Dados Gerais**. Disponível em: <<https://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>. Acesso em: 1 out. 2024.

MOREIRA, M. M.; CORREA, P. G. Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo. *Revista de Economia Política*, v. 17, n. 2, p. 225–257, 1997.

MUTH, J. F. *Rational Expectations and the theory of price movements*. *Econometrica*, v. 29, n. 3, p. 315–335, 1961.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139–162, 1982.

OLIVEIRA NETO, J. N. DE. **Sistema colaborativo de cotação e comparação de preços utilizando Near Field Communication**. São Luís: Universidade Federal do Maranhão, 2014.

PESARAN, H.; SHIN, Y. *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, v. 31, p. 371–413, 1995.

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.

SANTOLIN, R.; CARVALHO, F. Uma avaliação econométrica da trajetória do *pass-through* da taxa de câmbio e das pressões de demanda e oferta sobre a inflação no período 1999-2017. *Revista Economia e Ensaios*, v. 34, n. 1, p. 144–179, 2017.

SILVA, P. H. N.; BESARRIA, DR. C. DA N.; SILVA, D.. M. D. DE O. P. DA. **Efeitos da Incerteza da Política Econômica sobre a economia brasileira: Evidências a partir do FAVAR.** Em: Encontro da ANPEC 2022. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2022. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2022/submissao/files_I/i46f27ca5d1805fe444a35cfb2e7a6ae02.pdf>. Acesso em: 15 fev. 2025.

SOUZA, B. M. DE. **Um estudo sobre hedge cambial no Brasil: seus custos e benefícios.** Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2022.

TODA, Hiro Y.; YAMAMOTO, Taku. *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of econometrics*, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.

WORLD BANK GROUP. **Trade (% of GDP).** Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/ne.trd.gnfs.zs>>. Acesso em: 1 ago. 2024.

APÊNDICE A – TRAJETÓRIA TEMPORAL DAS VARIÁVEIS

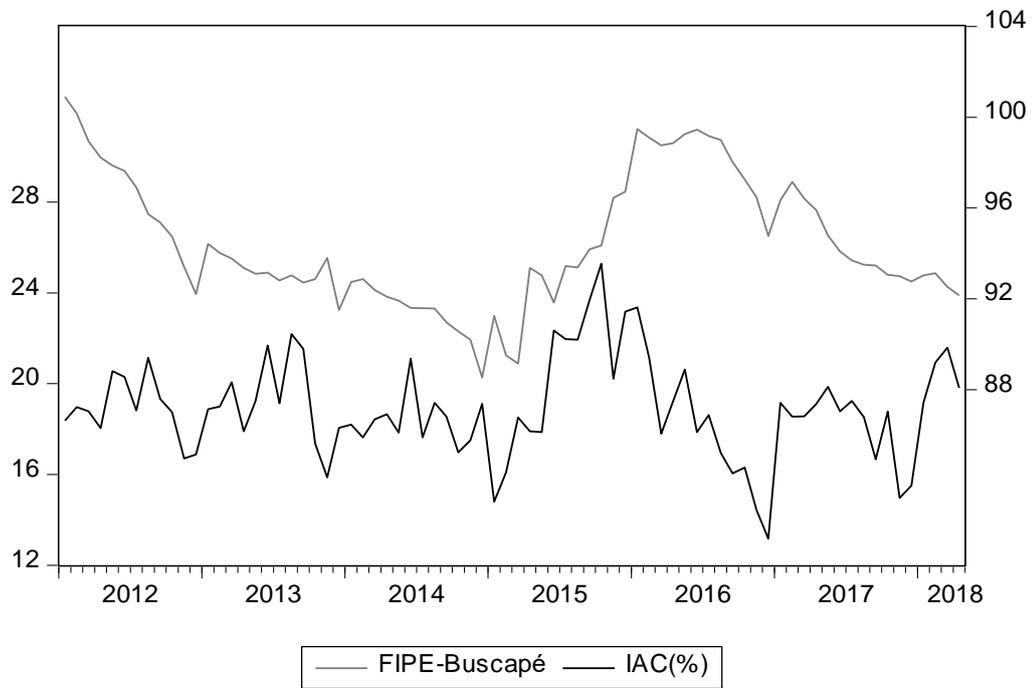


Figura 2 Preços do Comércio Eletrônico e Índice de Abertura Comercial

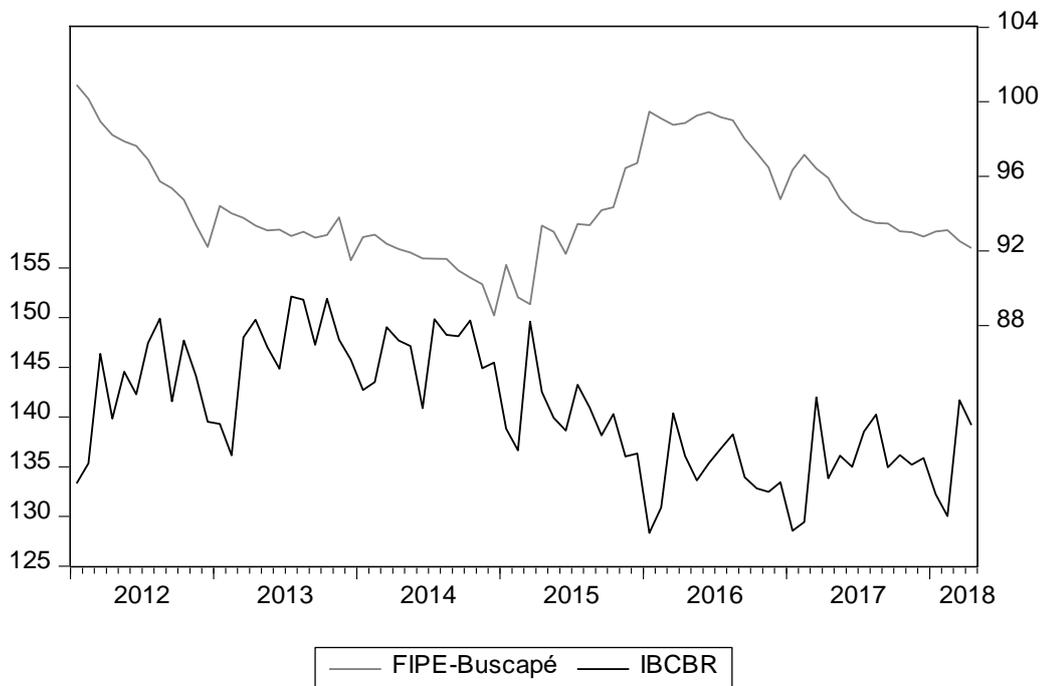


Figura 3 Preços do Comércio Eletrônico e Índice de Atividade Econômica do Banco Central

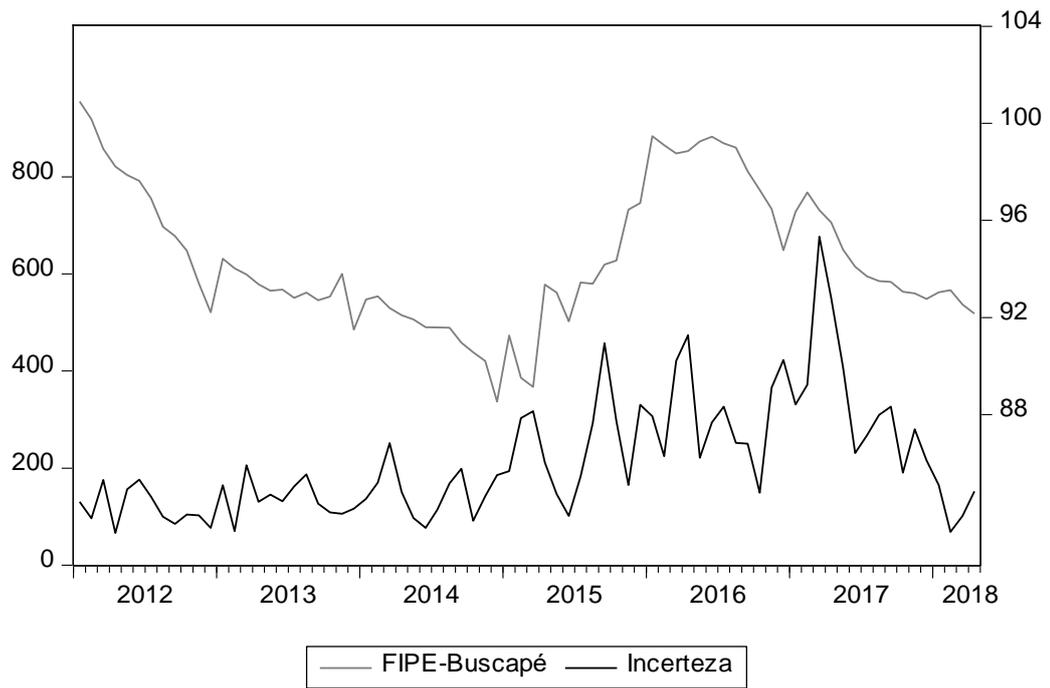


Figura 4 Preços do Comércio Eletrônico e Índice de Incerteza da Política Econômica brasileira

APÊNDICE B – TESTES DE ESTABILIDADE (CUSUM)

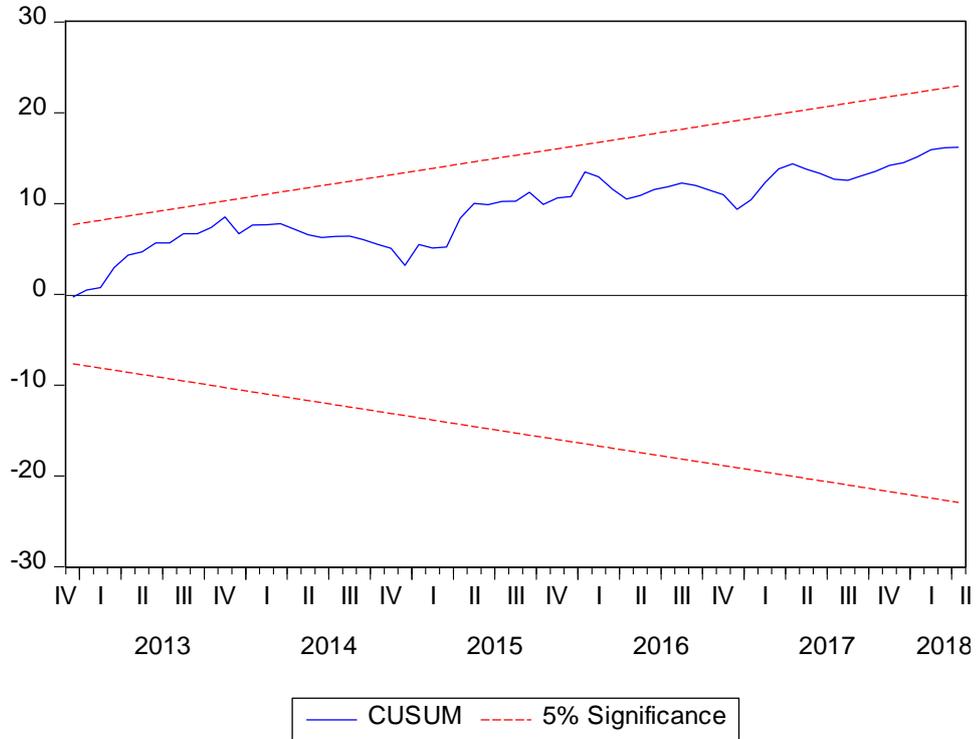


Figura 5 Teste CUSUM (ARDL, 3,2)

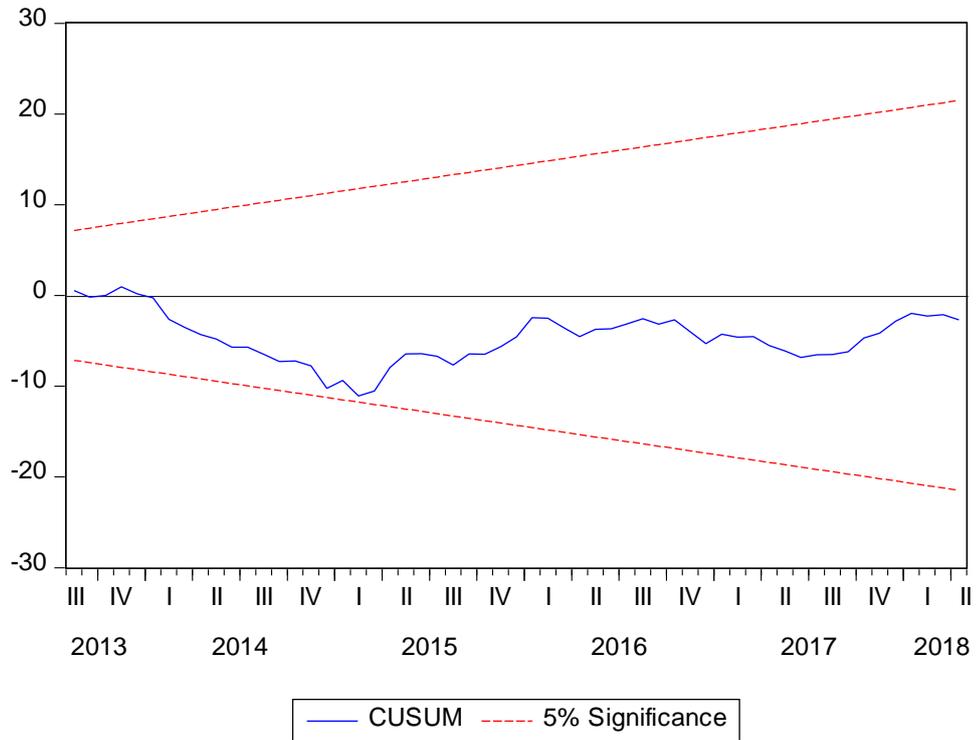


Figura 6 Teste Cusum ARDL (3,2,3,2,0)