

# Efeitos das variações cambiais sobre os preços do café arábica e robusta no Brasil\*

Effects of exchange rate variations on arabica and robusta coffee prices in Brazil

Allana Ayumi Nogueira Tanahashi\*\*

Fernanda Aparecida Silva\*\*\*

**Resumo:** O presente trabalho teve como objetivo analisar a relação entre a taxa de câmbio real e os preços do café arábica e do café robusta no Brasil, no período de janeiro de 2016 a novembro de 2021. Para isso, foram estimados dois modelos distintos, um para o café arábica e outro para o café robusta, utilizando-se de técnicas de séries temporais, com destaque para o modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), que permite identificar relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados da análise indicaram a presença de co-integração entre a taxa de câmbio real e os preços dos cafés arábica e robusta, sugerindo uma relação estável de longo prazo entre essas variáveis. No entanto, as evidências sobre a sensibilidade dos preços do café robusta em relação às variações cambiais foram fracas, o que sugere um impacto menos pronunciado da taxa de câmbio nesse mercado. Em termos de elasticidade, os preços de ambos os tipos de café mostraram-se elásticos em relação às variações da taxa de câmbio real, mas com um baixo grau de *pass-through*, ou seja, a transmissão das flutuações cambiais para os preços internos do café foi limitada. Além disso, a análise da dinâmica de curto prazo revelou que a velocidade de ajustamento do mercado de café robusta em relação à taxa de câmbio foi lenta, indicando que as correções para o equilíbrio de longo prazo ocorreram de forma gradual. Com base nos resultados obtidos, pode-se concluir que a política cambial tem impacto limitado no mercado de café no Brasil, dado o baixo grau de *pass-through* encontrado.

**Palavras-chave:** Taxa de câmbio; preços do café; VEC.

**Abstract:** This study aimed to analyze the relationship between the real exchange rate and the prices of Arabica and Robusta coffee in Brazil, from January 2016 to November 2021. Two distinct models were estimated, one for Arabica coffee and another for Robusta, using time series techniques, with emphasis on the Vector Error Correction Model (VEC), which allows for the identification of long-term relationships between variables. The results indicated the presence of cointegration between the real exchange rate and the prices of both Arabica and Robusta coffee, suggesting a stable long-term relationship. However, the evidence regarding the sensitivity of Robusta coffee prices to exchange rate variations was weak, indicating a less pronounced impact of exchange rate changes on that market. In terms of elasticity, the prices of both coffee types were elastic with respect to real exchange rate fluctuations, but with a low degree of pass-through; in other words, the transmission of exchange rate movements to domestic coffee prices was limited. Additionally, the short-term dynamics analysis revealed that the adjustment speed of the Robusta coffee market to exchange rate changes was slow, suggesting that corrections toward long-term equilibrium occurred gradually. Based on the findings, it can be concluded that exchange rate policy has a limited impact on Brazil's coffee market, given the low pass-through observed.

**Keywords:** Exchange rate; coffee prices; VEC.

**Classificação JEL:** C120; C220; F310.

\*Submissão: 01/06/2025 | Aprovação: 31/07/2025 | Publicação: 22/12/2025 | DOI: [10.54805/RCE.2527-1180.v9.e09003](https://doi.org/10.54805/RCE.2527-1180.v9.e09003)

\*\*Universidade Federal de Viçosa (UFV) | E-mail: [allana.tanahashi@ufv.br](mailto:allana.tanahashi@ufv.br) | ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7285-4086>

\*\*\*Universidade Federal de Viçosa | E-mail: [fernanda.aparecida@ufv.br](mailto:fernanda.aparecida@ufv.br) | ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9187-1714>

## 1 Introdução

Durante o período analisado neste estudo, o Brasil se destacou como o principal *player* no mercado global de café. De acordo com dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA), na safra 2020/21, por exemplo, o país liderou a produção mundial de café com 69,9 milhões de sacas de 60kg e a exportação com 45,67 milhões de sacas. Na sequência, destacaram-se outros grandes produtores como o Vietnã, com uma produção de 29 milhões de sacas, a Colômbia, com 13,4 milhões, e a Indonésia, com 10,7 milhões (USDA, 2021).

Além da relevante participação no comércio internacional, o complexo cafeeiro assume uma participação histórica notável no desenvolvimento nacional. Esta *commodity* se tornou um dos produtos mais representativos da economia brasileira, ocupando posição de destaque na pauta de exportações do Brasil desde o início do século XX. Essa relevância se manteve e se intensificou no período recente. Dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) mostram uma clara evolução na produção brasileira, que cresceu de 56,1 milhões de sacas na safra 2016/17 para um pico de 69,9 milhões na safra 2020/21 (USDA, 2021). Além de contribuir para o setor primário, o café tem passado a integrar outros setores de serviço e da indústria, diversificando seu impacto econômico (SEREIA; CAMARA; CINTRA, 2008).

A partir do início do regime de câmbio flutuante em 1999 no Brasil, a taxa de câmbio passou a ser um dos instrumentos mais utilizados na adoção de políticas monetárias. Além disso, esse período foi caracterizado por um processo de abertura comercial no Brasil, proporcionando uma elevação do fluxo de comércio internacional. Com a adoção do regime câmbio flutuante em uma economia com maior abertura comercial, a análise do impacto do repasse das variações cambiais para os preços domésticos assume um papel fundamental (FERREIRA; MATTOS, 2021).

O objetivo deste artigo consiste em avaliar a relação entre taxa de câmbio real e os preços de café arábica e café robusta no Brasil, no período de janeiro de 2016 a novembro de 2021. O estudo busca mensurar o grau de repasse cambial para os preços, efeito que se convencionou chamar na literatura econômica de *exchange rate pass-through*. Os resultados obtidos devem auxiliar na compreensão do processo de formação dos preços das duas variedades de café cultivadas no Brasil, arábica e robusta.

O termo *exchange rate pass-through* está associado aos efeitos das variações das taxas de câmbio sobre: o nível geral de preços; os preços das importações e exportações; o investimento estrangeiro e o volume de comércio internacional (Tejada et al., 2008). Doravante, a presente busca investigar o repasse cambial, não somente para o nível geral de preços, mas também para os preços domésticos de uma *commodity*. A taxa real de câmbio desempenha efeitos sobre o setor exportador de um país e seus preços domésticos, então é importante investigar a relação entre a taxa cambial da moeda brasileira frente à moeda norte-americana, e seus impactos sobre os preços domésticos dos cafés. Neste sentido, justifica-se a análise entre 2016 a 2021, pois neste período recente se observa uma desvalorização do Real frente ao Dólar, o que suscita a necessidade de análise dos efeitos de tal situação sobre preços internos.

Embora a desvalorização cambial estimule a exportação, o choque inicial da pandemia do coronavírus no início de 2019 impactou fortemente a oferta como na demanda mundial, e o processo de desaceleração e proteção de mercados internos, promoveram a diminuição do nível exportador. O mercado brasileiro sofreu consequentes baixas no volume exportado aos seus principais parceiros comerciais, destacando o Estados Unidos que reduziu em 30% o nível importado (HISTER; WERLANG, 2021).

Com base nas evidências teóricas a serem apresentadas e a estimação empírica do modelo, o presente estudo busca investigar a relação entre a recente desvalorização cambial da moeda brasileira frente à moeda norte-americana, e seus impactos sobre os preços domésticos do café arábica e robusta. Assim, investiga-se a relação entre a taxa de câmbio real e o preço de duas mercadorias específicas, comercializadas internacionalmente, buscando evidenciar a relevância da política cambial, não somente para o setor exportador, mas também para os preços domésticos de *commodities* tão relevantes para o país.

O artigo, além desta introdução, tem um resgate teórico sobre os trabalhos desenvolvidos envolvendo modelos econométricos. Em seguida, são apresentados os aspectos metodológicos adotados, com métodos de análise e fonte dos dados. Na terceira etapa, estão os resultados e suas discussões. Por fim, nas últimas seções, têm-se as conclusões do estudo e as referências bibliográficas.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Com base no foco principal deste artigo, esta seção fornece uma breve revisão da literatura que permeia os fundamentos teóricos do efeito *exchange rate pass-through*, distinguindo entre as vertentes que desencadeiam os movimentos da taxa de câmbio em uma perspectiva micro e macroeconômica. O enfoque microeconômico relaciona os repasses cambiais aos diversos setores da economia, trazendo como base a organização industrial para explicação do fenômeno. Já a vertente macroeconômica, faz a associação do repasse cambial com o nível geral de preços.

Conforme exposto inicialmente por Dornbusch (1987), o repasse cambial depende da estrutura da concorrência na indústria, podendo ter maior impacto se o número de exportadores for grande em relação à presença de concorrentes locais. Além disso, as diferentes estratégias de preços adotada pelos produtores em diferentes segmentos de mercados internacionais é levada em consideração nos modelos teóricos de repasse cambial parcial. O ajuste dos *markups* sobre o custo marginal pode levar em consideração as condições de demanda e elasticidades-preço encontradas em diferentes mercados (HOOPER; MANN, 1990; AUER; CHANEY, 2009). Entretanto, Choudhri e Hakura (2015), usando um modelo de equilíbrio geral dinâmico, investigaram o repasse da taxa de câmbio para os preços

de importação e exportação, mostrando que uma combinação de preços ao produtor e à moeda local pode explicar a evidência de repasse, mesmo mantendo o *markup* constante.

A literatura com enfoque em aspectos microeconômicos também tem demonstrado que os repasses cambiais são apenas parcialmente transmitidos aos preços internos, com efeitos que se dissipam ao longo da cadeia produtiva. Isso ocorre devido ao fato do repasse para os preços passar por vários canais, sofrendo efeitos diretos e indiretos de transmissão. (HA; STOCKER; YILMAZKUDAY, 2020).

Modelos que incluem rigidez de preços nominais indicam que a opção em faturar na moeda de origem ou estrangeira pode depender do *exchange rate pass-through* desejado. Exportadores que enfrentam a concorrência mais forte nos mercados externos, podem preferir manter os preços estáveis em moeda local, reduzindo assim o repasse geral da taxa de câmbio. Assim, a rigidez nominal na precificação em moeda local pode ser responsável pelo repasse cambial parcial verificado na literatura (CHOUDHRI; HAKURA, 2015).

Além disso, por uma perspectiva macroeconômica, taxas de câmbio mais voláteis estão associados a *exchange rate pass-through* mais elevados. Campa e Goldberg (2002) relacionam o maior repasse da taxa de câmbio para países com política monetária mais volátil, corroborando o caso da economia brasileira. Segundo os autores, os exportadores podem fixar seus preços na moeda do país que possui a política monetária mais estável, assim, os preços de importação em termos de moeda local seriam mais estáveis em países com política monetária mais estável.

Tejada e Silva (2008) mensuram os coeficientes de *exchange rate pass-through* para os principais produtos exportados pelo Brasil, investigando a relação entre as variações da taxa de câmbio e os repasses para os preços das exportações dos, com dados de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Para estimar o coeficiente de *pass-through*, os autores utilizaram o modelo de parâmetros variáveis no tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram, predominantemente, um coeficiente de repasse incompleto, bem como com relação às exportações totais. Cumpre salientar que para os referidos autores, a agregação utilizada foi considerada uma limitação deste estudo, sugerindo a utilização de dados mais desagregados de setores específicos para trabalhos futuros, a fim de obter estimativas mais precisas do coeficiente de *pass-through*.

Sousa et al. (2007) analisaram os efeitos da taxa de câmbio e dos preços internacionais do café solúvel sobre o preço doméstico desse produto no período de 1990 a 2004. A contribuição deste trabalho está na análise dos efeitos condizentes com os ciclos cambiais observados no período analisado neste estudo.

Braga e Oliveira (2018) testaram a existência de uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e renda mundial sobre o desempenho das exportações brasileiras de soja, entre janeiro de 2000 e dezembro de 2015. A estratégia empírica adotada pelos autores foi o uso do modelo vetor de correção de erros (VECM), demonstrando a importância da conjuntura internacional para as vendas brasileiras da *commodity*.

Saghaian et al. (2002), com base em um Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC), analisaram o setor de ativos financeiros, o setor *commodities* agrícolas e o setor de manufaturados, concluindo que os preços agrícolas se ajustam mais rápido que os preços das manufaturas a inovações na oferta monetária.

Correa (2012) avança e analisa os impactos de variações cambiais sobre os preços de exportação no Brasil em 26 setores, de 1995 a 2005. O autor estima um modelo de defasagem distribuída, concluindo que o repasse cambial (*pass-through*) é maior em setores de menor conteúdo tecnológico, onde o país tem forte posição comercial. Em contrapartida, o repasse é menor para produtos manufaturados de maior intensidade tecnológica. Vale ressaltar que o referido autor não verificou diferenças significativas de *exchange rate pass-through* aos preços exportados e domésticos para a maior parte dos setores analisados.

Copetti e Coronel (2020) examinaram a transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta, estimando dois modelos comparativos em dólar e em euro. O estudo indicou que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do café robusta ocorreu de forma incompleta, sendo baixo no curto prazo e apenas parcial no longo prazo. Isso significa que os exportadores absorveram parte das flutuações cambiais, não as repassando integralmente para o preço final do café no período de 2005 a 2019. Similarmente, o presente estudo procura investigar a relação entre os preços do café robusta e do café arábica e a taxa de câmbio real, embora seguindo um enfoque teórico distinto para um período mais recente.

O elemento teórico proposto por Silva e Carvalho (1995), é o ponto inicial para a determinação do modelo a ser estimado. Esses autores analisam a influência das taxas de câmbio sobre a evolução dos preços de algumas *commodities*, destacando o papel das variações cambiais na determinação da receita e/ou despesa resultantes do comércio externo brasileiro.

De acordo com Krugman e Obstfeld (2005), a taxa de câmbio nominal ( $e$ ), refere-se ao preço relativo de duas moedas, já a taxa de câmbio real ( $E$ ), consiste no preço relativo de duas cestas de produto. Assim, as taxas de câmbio reais podem ser expressas em termos de taxas de câmbio nominais e níveis de preços:

$$E = e \frac{P^*}{P} \quad (1)$$

em que  $e$  é o nível de preços do mercado nacional e  $P^*$  é o nível de preços do mercado externo.

O elemento crítico da argumentação teórica de Dornbusch (1986) é que para as mercadorias comercializada internacionalmente, a lei de um preço pode ser aplicada em sentido estrito, podendo o preço expresso em moeda nacional ( $p$ ) ser dado pelo produto do preço expresso em moeda estrangeira ( $p^*$ ) pela taxa de câmbio nominal (DORNBUSCH, 1986):

$$p = E \cdot p^* \quad (2)$$

Como proposto por Silva e Carvalho (1995), aplicando o logaritmo neperiano na expressão (2) e diferenciando a equação obtém-se:

$$\frac{1}{p} dp = \frac{1}{p^*} dp^* + \frac{1}{e} de \quad (3)$$

que, para pequenas variações, pode ser aproximada por:

$$\frac{\Delta p}{p} = \frac{(\Delta p^*)}{p^*} + \frac{\Delta e}{e} \quad (4)$$

em que:  $\Delta p$  é o efeito total do preço, em moeda nacional;  $\Delta p^*$  é o efeito preço externo; e  $\Delta e$  é o efeito câmbio.

O efeito preço isola as variações no preço de uma *commodity*, em moeda nacional, resultante de variações de seu preço no mercado internacional, em moeda estrangeira, e pelas variações na taxa de câmbio (SILVA; CARVALHO, 1995). A questão é saber quais são as ligações entre as variações registradas na taxa de câmbio e a variação no preço real das mercadorias no país de análise. Este trabalho busca isolar o efeito câmbio sobre os preços de café no Brasil, ou *exchange rate pass-through*, testando a magnitude da transmissão da taxa de câmbio real sobre os preços do café arábica e robusta.

Segundo Dornbusch (1986), o argumento teórico pode, também, ser formalizado em termos de equilíbrio entre oferta e demanda no mercado mundial de mercadorias:

$$S = D\left(\frac{p}{P}, Y\right) + D^*\left(\frac{p^*}{P^*}, Y^*\right) \quad (5)$$

em que  $S$  representa a oferta neste mercado;  $D$  e  $D^*$  representam, respectivamente, as demandas domésticas e no exterior;  $P$  e  $P^*$  representam, respectivamente, o produto doméstico e no exterior.

A equação (5) mostra que, em um determinado país, a demanda por uma mercadoria é função de seu preço real e do nível de atividade ( $Y$ ). Utilizando a lei de um preço, conforme a equação (2) e a definição de câmbio real, conforme a equação (1), substituindo-as na expressão (5), encontra-se o preço real de equilíbrio no mercado doméstico de uma determinada mercadoria:

$$\frac{p}{P} = J(R, Y, Y^*) \quad (6)$$

A equação (6) mostra que o preço real da mercadoria, no mercado doméstico, depende da taxa de câmbio real e do nível de atividade em ambas as regiões. Além disso, a elasticidade da relação entre a taxa de câmbio e o preço real de uma mercadoria será inversamente proporcional à participação doméstica na demanda total da mercadoria (DORNBUSCH, 1986). A magnitude exata desta transmissão depende das elasticidades da demanda, mas será uma função crescente da taxa de câmbio real para um país exportador, ou seja, um aumento real dos preços é esperado se houver uma apreciação real (CALDARELLI; CAMARA, 2013).

### 3 METODOLOGIA

O embasamento realizado no referencial teórico contribui para a especificação de um sistema empírico econométrico. Dado o exposto, seguiu-se a modelagem de séries temporais, analisando as propriedades temporais de cada série de forma univariada, para posteriormente, verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis no sistema, e então, estimar um modelo VEC.

Sendo a maioria das séries econômicas consideradas não-estacionárias, o uso de instrumentos econométricos se faz necessário para a obtenção de inferências não viesadas entre as variáveis do modelo. Séries não-estacionárias podem ser diferenciadas, até resultar em uma nova série estacionária, sendo a ordem de integração o número de diferenciações para que série se torne estacionária (HILL; GRIFFITHS; LIM, 2011). Assim, o primeiro passo da investigação do processo de co-integração entre as séries consiste no exame da estacionariedade de cada série de forma univariada (ENDERS, 2010). A verificação da natureza dos processos estocásticos considerados foi realizada utilizando o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o teste o teste DF-GLS.

O procedimento do teste ADF, contorna o problema de erros autocorrelacionados do teste Dickey-Fuller, testando a presença de uma raiz unitária com uma equação de teste que inclui termos da variável dependente defasados. A equação com intercepto e tendência ( $t$ ) pode ser expressa, conforme Enders (2010), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que  $\delta$  é o parâmetro utilizado para análise no teste ADF, e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro de ruído branco.

O teste ADF envolve as seguintes hipóteses:  $H_0: \delta = 0$  (há uma raiz unitária, a série é não estacionária);  $H_a: \delta < 0$  (a série é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística) e  $\beta_2 \neq 0$  (a existência de uma tendência determinística).

Retirada de forma a aumentar o poder do teste – Teste DF-GLS;

Um segundo teste de raiz unitária utilizado foi o Dickey e Fuller *Generalized Least Square* (DF-GLS), uma modificação dos resultados encontrados por Dickey e Fuller proposto por Elliot; Rothenberg e Stock (1996). Essa metodologia consiste na aplicação do teste ADF em séries de dados previamente refinadas, filtradas de seus componentes determinísticos (intercepto e tendência) por diferenciação fracionária. A aplicação do teste utiliza a seguinte regressão:

$$\Delta y_d^t = \alpha_0 y_{t-1}^d + \alpha_1 y_{t-1}^d + \dots + \alpha_p y_{t-p}^d + \varepsilon_t$$

Utiliza-se o procedimento padrão DFA de teste de hipótese para testar a  $H_0: = 0$  (presença de raiz unitária), contra a  $H_a: < 0$  (série é estacionária).

No caso de existir co-integração entre as variáveis, para evitar erros de especificação no modelo, os termos de correção de erros podem ser incorporados ao modelo ajustado com as séries nas diferenças. Para a análise de cointegração, parte-se de um Vetor Auto-regressivo (VAR) de ordem  $p$ :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ ; A adequada especificação do VAR utiliza critérios de informação para a seleção da defasagem adequada, considerando os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (BIC), Hannan-Quinn (HQ) e teste de Razão de Verossimilhança (LR), visando escolher a defasagem que contenha a menor autocorrelação entre os resíduos.

Sendo as variáveis em  $y$  (vetor que representa as variáveis do sistema), integradas, podem existir até  $N-1$  relações de longo prazo entre elas (sendo  $N$  o número de equações do sistema). Constatado que as séries temporais são não estacionárias, a verificação de relação de co-integração é realizada, tal como apresentado em Johansen (1988). Este tipo de análise busca verificar se as séries<sup>1</sup> apresentam trajetórias temporais interligadas, de forma a apresentar relação de equilíbrio no longo prazo.

A vantagem do teste de Johansen é a possibilidade de identificar mais de um vetor de co-integração, assim como casos em que possa haver endogeneidade dos regressores. Para testar a presença de vetores de cointegração, utilizou-se o teste  $\lambda$  traço.

De acordo com Enders (2010), a estatística do teste do traço é dada pela seguinte expressão:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (9)$$

em que  $k$  é o número de observações e  $\hat{\lambda}_i$  são as raízes características (também conhecido como autovalor). O teste considera como hipótese nula a existência de  $r_0$  raízes características diferentes de zero ( $r_0$  vetores de co-integração) contra a hipótese alternativa é que seja maior que  $r_0$  e menor que  $p$  (número de variáveis incluídas no modelo).

Conforme Oliveira et al. (2015), caso não sejam verificadas equações de cointegração, deve-se estimar um VAR para as séries em primeira diferença; entretanto, uma vez verificada a relação de co-integração entre as variáveis, estima-se um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) para a realização da análise da relação tanto de curto quanto de longo prazo. Tal modelo pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{Com: } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \text{ e } \Pi = \sum_{i=1}^p A_{i-1}$$

em que:  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis estocásticas;  $\Delta$  é um operador de diferenças;  $\alpha$  é uma matriz de parâmetros ( $n \times n$ ) e  $I$  é uma matriz identidade ( $n \times n$ ).

Como proposto por Johansen (1988), a matriz  $\Pi$  pode ser decomposta em duas matrizes:

$$\Pi_{k \times k} = \alpha_{(k \times r)} \beta'_{(r \times k)} \quad (11)$$

em que  $r$  é o número de raízes características de diferentes de 0.

Desta decomposição, tem-se que o posto da matriz  $\Pi$  define o número de vetores de cointegração,  $\alpha$  representa a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo (que mostram quanto do desequilíbrio de longo prazo é corrigido em cada período) e  $\beta'$  é uma matriz com os vetores de co-integração que fornecem as elasticidades de longo prazo.

De forma geral, o modelo VEC é um modelo VAR reparametrizado com as restrições de co-integração entre as variáveis. Cabe enfatizar que uma das principais vantagens de se trabalhar com um VEC está no fato de que este modelo incorpora tanto as informações de curto prazo – presente nas matrizes – como as de longo prazo, contidas na matriz  $\alpha$ . Assim, a metodologia VEC possibilita analisar as relações de longo prazo entre variáveis não estacionárias e co-integradas (que apresentam relação de equilíbrio de longo prazo).

<sup>1</sup> Com mesma ordem de integração.

O modelo VEC também possibilita testar se alguma variável tem caráter pouco exógeno (verificar se uma variável participa da relação de longo prazo). O teste de exogeneidade consiste em colocar restrições na matriz  $\alpha$ , o que gera um modelo restrito. As estimativas do modelo restrito e do irrestrito são testadas, aplicando o teste de razão de verossimilhança. A não rejeição da hipótese nula implica na redução do sistema por  $(k - m)$  variáveis consideradas exógenas (ENDERS, 2010).

Segundo Vandaele (1983), em modelos autorregressivos como o VAR ou o VEC, o viés de especificação para modelos com poucas variáveis é reduzido, uma vez que grande parte do efeito de variáveis explicativas omitidas é captada pelos termos autorregressivos e/ou média móvel. Assim, embora a ausência de variáveis possa constituir-se um problema de especificação, acredita-se que o viés seja pequeno, pois acaba refletido no passado histórico da série.

Em um sistema de equações como esse é difícil determinar, *a priori*, os sinais esperados dos parâmetros. No entanto, a teoria econômica convencional, fundamentada em décadas de pesquisa macroeconômica desde Keynes até teóricos modernos do *pass-through* cambial como Obstfeld e Rogoff (1996), prevê que uma desvalorização cambial tenha impactos inflacionários sobre os preços.

### 3.1 DESCRIÇÃO, TRATAMENTO E FONTE DOS DADOS

Os dados utilizados nesta pesquisa foram os preços do café arábica e do café robusta, em R\$/saca (60 kg líquido, bica corrida, tipo 6), e a taxa de câmbio real, venda em R\$/ US\$.

Para os preços do café (arábica e robusta), utilizou-se os dados do Centro de Pesquisas Econômicas da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (CEPEA/ESALQ). Para as taxas de câmbio foram utilizadas as séries divulgadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Os preços, expressos em termos nominais, e a taxa de câmbio nominal foram transformados em valores reais utilizando o Índice Geral de Preços/Disponibilidade interna (IGP – DI), divulgado pela FGV, com data base novembro/2021. A análise, feita com dados mensais com período de análise de janeiro de 2016 a novembro de 2021. A investigação empírica foi realizada com as variáveis transformadas para sua forma logarítmica; assim, as relações entre as variáveis podem ser interpretadas diretamente na forma de elasticidades.

A definição de elasticidade aborda tanto aspectos microeconômicos, quanto macroeconômicos, relacionando não só o preço e a quantidade demandada (ou ofertada) de um determinado produto, mas também àqueles relacionados aos níveis de renda e de compras de um dado país (OLIVEIRA et al., 2015).

Para a realização dos procedimentos estatísticos, foi utilizado o software Stata/MP 14.0.

### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária Augmented DickeyFuller (ADF) e Dickey-Fuller Generalized Least Square (DF-GLS), para cada uma das séries incluídas no sistema, considerando as séries em nível e em primeira diferença.

Tabela 1: Resultados dos testes de raiz unitária Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) e Phillips–Perron (PP) para as séries em nível em primeira diferença

| Variáveis | Modelo com constante e com tendência |                    | Modelo com constante |                    |
|-----------|--------------------------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
|           | Estatística ADF                      | Estatística DF-GLS | Estatística ADF      | Estatística DF-GLS |
| lpa       | 0,688                                | -1,056             | 0,298                | -1,000             |
| Δlpa      | -7,203***                            | -6,828***          | -6,200***            | -0,500             |
| lpr       | -0,080                               | -0,837             | -1,189               | -1,074             |
| Δlpr      | -4,357***                            | -3,790***          | -4,191***            | -3,507***          |
| Ltc       | -2,969                               | -1,937             | -2,647*              | -1,471             |
| Δltc      | -5,543***                            | -5,092***          | -5,593***            | -4,654***          |

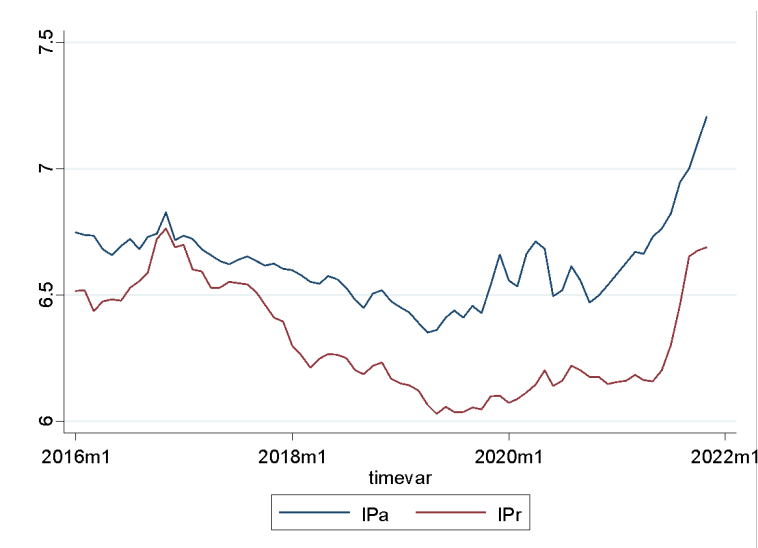
Nota: \*, \*\*, \*\*\*, denotam nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente. Teste realizado utilizando o critério AIC modificado para a seleção das defasagens. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Conforme se verifica, os resultados dos testes apresentados na Tabela 1, levam a concluir que as séries preço do café arábica (lpa), preço do café robusta (lpr) e taxa de câmbio real (ltc) são integradas de ordem um, I (1). Para todas as séries em nível, não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de uma raiz unitária, logo estas séries são não estacionárias a nível de significância de 1%. Este resultado foi confirmado com os testes de raiz unitária para as séries nas primeiras diferenças, que mostram que as séries são estacionárias, sinalizando que é necessária a aplicação de apenas uma diferença para torná-las estacionárias. Logo, as séries são integradas de ordem um, I (1), com base nos dois testes realizados.

Antes de iniciar a análise dos efeitos do câmbio sobre os preços do café arábica e robusta no Brasil, torna-se relevante analisar o comportamento dos preços e da taxa de câmbio durante o período em análise, o que foi feito a partir das Figuras 1 e 2.

A evolução dos preços dos cafés arábica e robusta durante o período de janeiro de 2016 a novembro de 2021 pode ser visualizada

na Figura 1. Como se observa pela visualização dessa figura, tais preços não apresentam uma tendência definida ao longo do tempo. No início do período observado, nota-se uma queda no valor de ambas as séries. Contudo, a partir do final do ano de 2019, nota-se um movimento de elevação nos preços, que se acentua no final do período. A partir do início de 2020, com a pandemia do coronavírus, os preços passaram a apresentar uma nova tendência de elevação.

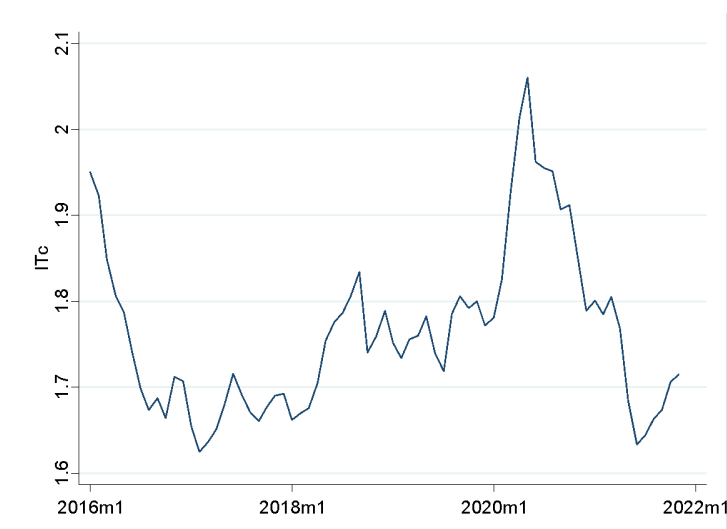


**Figura 1: Preços mensais do café arábica (Ipa) e do café robusta (Ipr), de janeiro de 2016 a novembro de 2021.**

**Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.**

Com base nos movimentos ilustrados na Figura 2, nota-se que a taxa de câmbio real passou por diferentes períodos de apreciação e depreciação. A depreciação do real pode impulsionar a exportação no país, dada a possibilidade de ganhar mercado estabelecendo um preço inferior no exterior, medido em termos de moeda estrangeira. Assim, uma eventual elevação da participação das exportações brasileiras provocada por uma depreciação cambial poderia gerar elevação dos preços internos. Isto ocorre gradativamente, visto a necessidade de ajustamento ao choque inicial, como ocorreu no início da pandemia (ARRUDA; MARTINS, 2020).

Com base nas Figura 1 e 2, verifica-se que essas séries não apresentam uma tendência bem definida ao longo do tempo, assim, devem-se empregar testes econométricos de co-integração, verificando se existe uma equação que expressasse a relação de equilíbrio de longo entre as variáveis.



**Figura 2: Taxa de câmbio real, de janeiro de 2016 a novembro de 2021.**

**Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.**

Uma vez que todas as variáveis de interesse são I (1), o próximo passo consiste em verificar se os preços e a taxa de câmbio são co-integrados. Isso pode ser testado realizando um teste de co-integração Johansen.

Para a realização do teste de co-integração, inicialmente identificou-se o número de defasagens a ser incluído no modelo VAR auxiliar, com as variáveis em nível, baseada nos critérios de informação. Foram considerados os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), conforme indicado na Tabela 2.

Tabela 2: Critérios de informação para a escolha do número de defasagens (P) dos modelos VAR

|                                  | P | AIC      | SC       | HQ       |
|----------------------------------|---|----------|----------|----------|
| Preço café arábica e câmbio real | 0 | -2,779   | -2,7146  | -2,7536  |
|                                  | 1 | -6,4878  | -6,2935* | -6,4107* |
|                                  | 2 | -6,5309* | -6,2071  | -6,4024  |
| Preço café robusta e câmbio real | 0 | -2,4367  | -2,3719  | -2,4109  |
|                                  | 1 | -6,7474  | -6,5531  | -6,6703  |
|                                  | 2 | -6,9869* | -6,6631  | -6,8584* |

Nota: \* Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os critérios AIC sugeriram a utilização de duas (02) defasagens para ambos os modelos (Tabela 2). No entanto, para os preços do café arábica, os critérios SC e HQ indicaram a utilização de uma (01) defasagem. Tendo por base o critério de informação de Akaike, adotou-se duas (02) defasagens para a estimação dos modelos VAR.

A especificação de defasagens para o teste do Traço para co-integração deve ser coerente com a ordem do VAR em nível. Portanto, especificou-se uma defasagem a menos para o teste de Johansen (Tabela 3), dado que a equação está em diferenças. A Tabela 3 apresenta os testes para a existência de co-integração entre a taxa de câmbio real e os preços do café arábica e do café robusta – aos pares.

Tabela 3: Resultados do teste de Co-integração de Johansen

| Hipótese Nula<br>$H_0$ | Hipótese Alternativa<br>$H_A$ | Preço café arábica e câmbio real |                   | Preço café robusta e câmbio real |                   |
|------------------------|-------------------------------|----------------------------------|-------------------|----------------------------------|-------------------|
|                        |                               | Eigenvalue                       | Estatística Traço | Eigenvalue                       | Estatística Traço |
| $R \leq 1$             | $R = 2$                       | 0,010                            | 0,685             | 0,001                            | 0,037             |
| $R = 0$                | $R = 1$                       | 0,088                            | 7,162**           | 0,126                            | 9,466**           |

Nota: \*, \*\*, denotam nível de significância a 5% e 1% respectivamente. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados do teste de co-integração de Johansen apontam, por meio da estatística traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ), que existe um vetor de co-integração entre as variáveis câmbio real e o preço do café arábica e entre as variáveis câmbio real e preço do café robusta (Tabela 3); considerou-se o nível de significância de 1% de probabilidade. A estatística  $\lambda_{\text{traço}}$  revela que a hipótese nula de que há  $r_0$  raízes características diferentes de zero ( $r_0$  vetores de co-integração) deve ser rejeitada, o que indica presença de um vetor de co-integração entre essas séries analisadas em ambos os modelos. Portanto, os resultados encontrados (Tabela 3) sinalizam que existe uma relação de longo prazo entre as séries de preços e a taxa de câmbio. Evidências de co-integração encontradas neste estudo também estão alinhadas com os estudos empíricos de Caldarelli e Camara (2013), Oliveira et al. (2015), Braga e Oliveira (2018) e Fernandez (2020).

Tais resultados sugerem que existe de fato uma relação de longo prazo entre as equações analisadas. Assim, como o número de vetores de co-integração é maior que zero e menor que o número de variáveis, o modelo VEC deve ser utilizado para análise das dinâmicas de curto e longo prazo.

A Tabela 4 apresenta os resultados da estimativa empírica para os vetores de co-integração normalizados. Eles representam as relações de longo prazo entre o preço do café arábica  $\{lpa\}$  e taxa de câmbio real  $\{lrc\}$ , e entre o preço do café robusta  $\{lpr\}$  e taxa de câmbio real  $\{lrc\}$ .

Tabela 4: Parâmetros Estimados para os Vetores de Co-integração Normalizados para os preços do café arábica e robusta, e taxa de câmbio real, 2016-2021

| Variáveis     | Preço do café arábica |             | Preço do café robusta |             |
|---------------|-----------------------|-------------|-----------------------|-------------|
|               | $lPa_{t-1}$           | $lTc_{t-1}$ | $lPr_{t-1}$           | $lTc_{t-1}$ |
| Coefficientes | 1                     | 3,913***    | 1                     | 2,836***    |
| Desvio Padrão |                       | (1,287)     |                       | (0,669)     |
| [t-student]   |                       | 3,04        |                       | [4,24]      |

Nota: \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A magnitude do coeficiente de longo prazo do modelo VEC mostra que os preços do café arábica e robusta são elásticas às taxas de câmbio real, mostrando uma relação de co-integração significativa entre as variáveis. A estimativa do coeficiente de longo prazo para a variável preço do café arábica mostra que, a cada 1% de variação na taxa de câmbio o preço do café arábica, varia cerca de  $-3,91\%^2$ , ou seja, uma apreciação real da moeda doméstica aumenta o preço do café arábica. Quanto à estimativa do coeficiente de longo prazo para a variável preço do café robusta, observa-se que a magnitude desse coeficiente ( $-2,84\%$ ) é um pouco menor do que o preço do café arábica. Os coeficientes de longo prazo estimados são significativos a 1% de probabilidade.

Copetti e Coronel (2020) também verificaram que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de

2 Dada a normalização no vetor de co-integração, as estimativas dos coeficientes devem ser interpretadas com o sinal invertido, pois, na equação de co-integração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação (ENDERS, 2010).

exportação do café robusta brasileiro cotado em dólar, porém no valor de 0,38%. A análise de Correa (2012) dos impactos de variações cambiais sobre os preços de exportação no Brasil, encontrou um *pass-through* incompleto para a indústria do café, considerando que o coeficiente de repasse cambial para os preços de commodities é maior quanto maior o grau de abertura do setor, assim como é menor quanto maior a concorrência internacional do setor. Outro resultado semelhante foi o encontrado por Tejada e Silva (2008), que mostram um efeito *pass-through* baixo da taxa de câmbio para o preço dos principais produtos brasileiros exportados, além de um alcance limitado da política cambial sobre a competitividade de setores exportadores da economia brasileira.

A estimativa dos parâmetros de velocidade de ajustamento está apresentada na Tabela 5. Os parâmetros de curto prazo estimados mostram uma baixa velocidade de ajuste em direção ao equilíbrio de longo prazo diante de desequilíbrios de curto prazo. Além disso, verifica-se que os sinais desses parâmetros não são consistentes com o esperado *a priori*. A partir da Tabela 5, considerando os preços do café como variáveis endógenas, apenas o modelo para preço do café robusta obteve uma estimativa significativa a nível de significância de 10%.

**Tabela 5: Estimativa dos parâmetros do Vetor de Correção de Erros e ajuste do modelo**

| Variáveis     | const  | C <sub>pa</sub> | $\Delta Pa_{t-1}$ | $\Delta Tc_{t-1}$ |
|---------------|--------|-----------------|-------------------|-------------------|
| $\Delta Pa_t$ | 0,005  | -0,021          | 0,174             | -0,034            |
| $\Delta Tc_t$ | -0,003 | -0,034***       | 0,042             | 0,338***          |
| Variáveis     | const  | C <sub>pr</sub> | $\Delta Pr_{t-1}$ | $\Delta Tc_{t-1}$ |
| $\Delta Pr_t$ | -0,002 | -0,040*         | 0,431***          | -0,054            |
| $\Delta Tc_t$ | -0,001 | -0,061***       | 0,086             | 0,321***          |

Nota: \*\*\* Significativo a 1%, \*\* Significativo a 5%, \* Significativo a 10%. O modelo VEC foi estimado com 1 (uma) defasagem, coerente com a defasagem selecionada do modelo VAR. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

O coeficiente de ajustamento igual a -0,04 indica que, dado um desvio de curto prazo do nível de equilíbrio dos preços do café robusta, gerado por choques na taxa de câmbio, os preços devem cair para restabelecer o equilíbrio de longo prazo. Além disso, o baixo coeficiente indica que esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente. Para Silva e Carvalho (1995), a variação da taxa de câmbio pode tanto elevar quanto reduzir a variabilidade dos preços em moeda nacional. A redução desta variabilidade ocorre predominantemente nos períodos em que a moeda estiver desvalorizando os preços em dólar estiverem em alta, e vice-versa. Neste caso, a instabilidade seria menor quando calculada sobre o preço em moeda nacional.

Outra inferência que pode ser extraída desses resultados é que a variação de 1% do coeficiente do preço do café robusta, com defasagem de um período, ocasionará uma variação de 43,1% no mês seguinte. De forma similar, constata-se que uma variação de 1% na taxa de câmbio, no mês  $t-1$ , resultará em uma variação de aproximadamente 33% na taxa de câmbio no mês seguinte.

No curto prazo, para que uma política comercial de promoção das exportações seja eficiente, seria necessário um grau de repasse cambial elevado. O coeficiente verificado de repasse relativamente baixo indica que o papel da depreciação cambial sobre a elevação da participação das exportações é diminuído. Portanto, a magnitude do impacto de políticas cambiais não ocorre de maneira tão profunda sobre os preços (FERREIRA; MATTOS, 2021).

## 5 CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo, avaliar a relação entre a taxa de câmbio real e os preços do café arábica e do café robusta no Brasil, no período de janeiro de 2016 a novembro de 2021, analisando o relacionamento de curto e longo prazo entre essas variáveis. Desta forma, foi mensurado o grau de repasse cambial para os preços dos cafés analisados.

Pôde-se concluir que a relação entre a taxa de câmbio e os preços do café é dual. No longo prazo, foi observada uma relação de co-integração negativa e elástica, mostrando que os preços do café respondem de forma mais que proporcional às variações cambiais. Já no curto prazo, o cenário é diferente: o repasse cambial aparece de forma incompleta e o ajuste é lento, com apenas 4% dos desequilíbrios sendo corrigidos mensalmente para o café robusta. Isso sugere que, embora exista um forte equilíbrio de longo prazo, a resposta dos preços a choques cambiais no curto prazo é limitada e gradual.

Em termos de transmissão das variações, o estudo apontou que os preços do café arábica e robusta no Brasil apresentaram-se elásticos em relação às taxas de câmbio real, além de evidenciar um baixo grau de *pass-through*.

Quanto à dinâmica de curto prazo, os valores dos coeficientes do modelo do café robusta demonstram que a velocidade de ajustamento é baixa para a taxa de câmbio, indicando que a correção no curto prazo se dá de maneira lenta para o equilíbrio de longo prazo.

Com base nos resultados deste estudo, pode-se concluir que a política cambial tem alcance limitado no mercado de café no País, dado o baixo grau de *pass-through* encontrado. Além disso, a recente elevação dos preços domésticos dos cafés arábica e robusta são apenas parcialmente explicadas pelos movimentos no mercado de câmbio.

Estudos futuros podem contemplar a análise em subperíodos, levando em consideração os efeitos de possíveis quebras estruturais provenientes dos impactos ainda não analisados da pandemia do coronavírus.

## 6 REFERÊNCIAS

- ARRUDA, Elano Ferreira; MARTINS, Gabriel. (2020) Taxa de câmbio e exportações líquidas: uma análise para os estados brasileiros. **Revista Nova Economia**, 30 (1): 111-114.
- AUER, Raphael; CHANEY, Thomas. Exchange rate pass-through in a competitive model of pricing-to-market. **Journal of money, credit and Banking**, v. 41, p. 151-175, 2009.
- BRAGA, Francisco Laercio Pereira; OLIVEIRA, Ana Claudia Sampaio de. A Influência da Taxa de Câmbio e Renda Mundial Sobre as Exportações Brasileiras de Soja (2000-2015). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 56, p. 663-680, 2018.
- CALDARELLI, Carlos Eduardo; CAMARA, Marcia Regina Gabardo da. Efeitos das variações cambiais sobre os preços da carne de frango no Brasil entre 2008 e 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, p. 575-590, 2013.
- CAMPA, Jose M.; GOLDBERG, Linda S. **Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?**. 2002.
- CEPEA. Base de Dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/consultas-ao-banco-de-dados-do-site.aspx>. Acesso em: 15 dez. 2021.
- CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. **The exchange rate pass-through to import and export prices: the role of nominal rigidities and currency choice**. IMF, 2012. (Working Paper, 12/226).
- COPETTI, Leonardo Sangoi; CORONEL, Daniel Arruda. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Revista Capital Científico**–Volume, v. 18, n. 1, 2020.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, v. 21, n. 1(44), p. 61-91, 2012.
- DORNBUSCH, Rudiger. **Exchange rates and prices**. National Bureau of Economic Research, 1985.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3nd. ed. New York; John Wiley, 2010.
- FERNANDEZ, Andréa Ferraz de Arruda. **Impactos da taxa de câmbio, preços das commodities e renda mundial sobre as exportações do agronegócio brasileiro entre 1997 e 2018**. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo. 2020.
- FERREIRA, Giuliano de Queiroz; MATTOS, Leonardo Bornacki de. O grau de exchange rate pass-through na economia brasileira no período pós Real. **Economia e Sociedade**, v. 30, p. 311-350, 2021.
- FGV. Fundação Getúlio Vargas – FGV. Disponível em: <https://extra-ibre.fgv.br/IBRE/sitefgvdados/default.aspx>. Acesso em: 15 dez. 2021.
- HA, Jongrim; STOCKER, M. Marc; YILMAZKUDAY, Hakan. Inflation and exchange rate pass-through. **Journal of International Money and Finance**, v. 105, p. 102187, 2020.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LIM, G. C. **Principles of Econometrics**. 4. ed, Econometrics, 2011.
- HISTER, Camila; WERLANG, Nathalia Berger. OS IMPACTOS COMERCIAIS DE UMA PANDEMIA: O COVID-19 E SUA INTERFERÊNCIA SOBRE ÍNDICES EXPORTADORES. **Revista de Estudos Internacionais**, v. 12, n. 2, p. 194-211, 2021.
- HOOPER, P.; MANN, C. L. **Exchange dynamic econometric models by encompassing the VAR**. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, APE, 1990.
- IPEADATA. Base de Dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada – IPEA. Macroeconômico. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 15 dez. 2021.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Boston, v. 12, p. 231-54, 1988.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558p.
- OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of international macroeconomics**. MIT press, 1996.
- OLIVEIRA, Ana Cláudia Sampaio de et al. Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 3, p. 61-78, 2015.

- PEREIRA, Elenildes Santana. **A dinâmica dos preços internacionais de commodities**: uma abordagem do caso brasileiro. 2019.
- SAGHAIAN, S.H.; REED, M.R.; MARCHANT, M.A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in open economy. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n.1, p.80-103, 2002.
- SEREIA, V.J.; CAMARA, M. R. G.; CINTRA, M.V. Competitividade internacional do complexo cafeeiro brasileiro e paranaense. **Semina: Ciências Agrárias**, v. 29, n. 3, p. 557-578, 2008.
- SILVA, C. R. L. e CARVALHO, M. A. **Taxa de Câmbio e preços de Commodities agrícolas**. Informações econômicas, São Paulo, v. 5, n. 5, p. 23-35, mai. 1995.
- SOARES, Naisy Silva; SILVA, Márcio Lopes da; ROSSMANN, Heiko. Influência da taxa de câmbio e do dólar sobre os preços da borracha natural brasileira. **Revista Árvore**, v. 37, p. 339-346, 2013.
- SOUSA, Lucas Oliveira de; FERREIRA, Marcelo Dias Paes; TEIXEIRA, Erly Cardoso. Café solúvel Impacto dos preços e taxa de câmbio. **Revista de Política Agrícola**, v. 16, n. 3, p. 5-13, 2007.
- TEJADA, C. A. O. e SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural. Piracicaba**, v. 46, n. 1, p. 171- 205, jan./mar. 2008.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). Coffee: World Markets and Trade. Foreign Agricultural Service, Dec. 2021. Disponível em: <https://www.fas.usda.gov/sites/default/files/2024-08/coffee-Cec2021.pdf>. Acesso em: 16 set. 2025.