

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO CAFÉ ARÁBICA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO

*TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR BRAZILIAN ARABICA COFFEE EXPORT
PRICES: A COMPARATIVE STUDY OF DOLLAR AND EURO*

DOI: [HTTP://DX.DOI.ORG/10.13059/RACEF.V12I2.678](http://dx.doi.org/10.13059/RACEF.V12I2.678)

Leonardo Sangoi Copetti

leonardocopetti@hotmail.com

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

Daniel Arruda Coronel

daniel.coronel@uol.com.br

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

Adriano Mendonça Souza

amsouza.sm@gmail.com

Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

Data de envio do artigo: 20 de Agosto de 2019.

Data de aceite: 18 de Março de 2021.

Resumo: O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileira do café arábica, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a março de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e na *Intercontinental Exchange* – ICE. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do café arábica ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,69 e -0,91, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que não reduzem expressivamente os preços de exportação.¹

Palavras-chave: Café Arábica. Preços de Exportação. *Pass-Through*.

Abstract: *The aim of this work consisted in the relation exam between exchange rate variations and the Brazilian Arabica coffee export prices, relation defined as the pass-through of exchange rate, having as reference the period from January, 2000 until March, 2019. For this, we estimated two models: in dollar and in euro. The data was collected from the sites*

of Institute for Center for Advanced Studies in Applied Economics – CEPEA, Applied Economic Research – IPEA and Intercontinental Exchange – ICE. In this sense, we used instrumental of time series, especially of the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the degree of pass-through of the exchange rate for the ethanol export prices occurred in a incomplete way, with the coefficient for dollar and euro of, respectively, 0.69 and 0.91, representing that depreciations of the exchange rate do not translate themselves in significant gains of competitiveness, since that they do not reduce expressively the export prices.

Keywords: Arabica Coffee; Export Prices; *Pass-Through*.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é o maior exportador mundial de café, visto que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 35 milhões de sacas de café, o que representou 25,5% das exportações mundiais, que foram de 137 milhões de sacas (UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA, 2019).

O total do café arábica exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 4,3 bilhões, o que representou 1,79% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 187% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 1,5 bilhões (CONSELHO DOS EXPORTADORES DE CAFÉ DO BRASIL –CECAFE, 2019).

Países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo (FERREIRA; SANSO, 1999).

O total de café exportado pelo mundo, na safra 2018/2019, foi de 137 milhões de sacas, e a representatividade dos três maiores

1 Este artigo conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018 e da FAPERGS-atraves do Edital Pesquisador Gaúcho.

exportadores foi, respectivamente, Brasil, com 35 milhões de sacas (25,5%); Vietnã, com 28 milhões de sacas (20,4%) e Colômbia, com 13 milhões de sacas (9,5%). Já os três maiores importadores mundiais foram, respectivamente, União Europeia, com 49 milhões de sacas (36,8%), Estados Unidos, com 27 milhões de sacas (20,3%) e Japão, com 9 milhões de sacas (6,8%), conforme o USDA (2019).

Dentre esses três maiores importadores, o Japão é o que aplica as maiores barreiras à importação de café (12%), a União Europeia aplica um percentual médio de tarifas de importação de 9,08% e os Estados Unidos não aplicam taxas de importação à *commodity* (WORD TRADE ORGANIZATION – WTO, 2019).

As políticas macroeconômicas consideradas ótimas para uma região dependem, dentre outros fatores, de como os exportadores definem seus preços, se fixam seu preço com base na sua própria moeda (*producer currency pricing* - PCP), ou com base na moeda do mercado de destino de seu produto (*local currency pricing* - LCP), e esta escolha influencia o ambiente macroeconômico através do grau de repasse cambial (*pass-through*) aos preços. Desta forma, no caso de PCP, uma depreciação cambial produz a redução no preço na moeda de destino das exportações, aumentando a quantidade demandada, e, no caso de LCP, uma depreciação cambial produz a elevação do mark-up do exportador sem que a quantidade demandada se altere (OBSTFELD; ROGOFF, 1995).

Além disso, outro ponto de relevância na determinação do grau de *pass-through* cambial é a percepção dos exportadores sobre se as mudanças da taxa de câmbio são transitórias ou permanentes. A mudança na taxa de câmbio percebida como transitória terá pouco efeito na determinação dos preços de exportação, por outro lado, a maior confiabilidade na previsão da taxa de câmbio futura relaciona-se a um efeito maior nos preços de exportação e o repasse da variação cambial integralmente aos preços (TEJADA; SILVA, 2008).

Na literatura econômica, diversos estudos apresentam uma influência parcial das variações

cambiais sobre os preços de exportação do país, representando o *pass-through* incompleto, no contexto nacional, destacam-se as pesquisas realizadas por Ferreira; Sansó (1999), Cruz Jr.; Silva (2004), Tejada; Silva (2008), Fraga et al. (2008), Correa (2012), Copetti; Vieira; Coronel (2012), Vieira; Coronel (2013), Souza (2018), Souza; Raniro; Rosa (2018), Copetti; Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação do café arábica entre as taxas de câmbio real/dólar e real/euro, no período compreendido entre 01/2000 a 03/2019?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do café arábica, bem como no maior entendimento de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Dada a importância do café para a economia brasileira, trabalhos como os de Sereia, Camara e Anhesini (2012) analisaram o comportamento do complexo cafeeiro brasileiro entre 1990 e 2007. Para tanto, utilizaram o modelo *Constant Market Share* (CMS), com os produtos café verde, café solúvel, café torrado e bebidas com café, bem como o índice de Vantagem Comparativa Revelada Simétrica (VCRS). Como resultados do modelo CMS, na análise dos quatro produtos em conjunto (café verde, solúvel, torrado e bebidas com café), tem-se que o desempenho das exportações brasileiras é atribuído aos efeitos de crescimento do comércio mundial e competitividade. A análise do VCRS revelou que as exportações brasileiras de café apresentaram-se competitivas para os produtos café verde e café solúvel. Ainda nesta perspectiva, Thomé e Ferreira (2015) realizaram pesquisa sobre a competitividade das exportações do café brasileiro no comparativo com seus principais concorrentes, utilizando-se de indicadores de competitividade no comércio internacional, no período de 2003 a 2012, e os

resultados indicaram que o país se apresentou competitivo durante todo período de análise.

A competitividade das exportações brasileiras de café também foi analisada por autores como Franck *et al.* (2016), Arevalo, Arruda e Carvalho (2016) e Copetti e Coronel (2019). Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo competitividade do café arábica brasileiro e o coeficiente de *pass-through*, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

Por fim, os resultados desta pesquisa poderão servir de subsídios para políticas de comércio exterior visando aumentar a competitividade e maior inserção do setor, bem como estratégias empresariais a fim de explorar o potencial do setor.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram um coeficiente de *pass-through* incompleto e constataram que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de

câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariáveis às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. e Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o Índice de Preços de Exportação para produtos agropecuários do Brasil, o Índice de Preços de Atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como *proxy* para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de *commodities* dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos

Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de *pass-through*, os autores utilizaram o filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de *pass-through* oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando *pass-through* incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga *et al.* (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país se reflete nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Cunha *et al.* (2010) realizaram estudo sobre a transmissão de preços internacionais no mercado do café arábica para o Brasil, a Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, estimaram as seguintes elasticidades de transmissão de preços para os países: Brasil (-1,505), Colômbia (-0,759), México (-1,076), Guatemala (-0,905), Peru (-1,042) e Honduras (-0,945). O mercado brasileiro apresentou-se como o mais integrado ao mercado internacional, representando que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica determina um aumento de 1,505% no preço ao produtor brasileiro.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período

de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados e o coeficiente de -0,841 para a indústria do café.

Copetti, Vieira e Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de *pass-through* incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações

da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

Souza, Raniro e Rosa (2018) avaliaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

Copetti e Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b) desenvolveram diversos estudos sobre as exportações do agronegócio brasileiro e o coeficiente de *pass-through*, dos produtos óleo de soja, celulose, milho, açúcar, café robusta, farelo de soja, arroz, e grão de soja, no período de janeiro de 1997 a março de 2019. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados indicaram *pass-through* incompleto para o óleo de soja, a celulose, o milho, o açúcar, o café robusta, o arroz e o grão de soja. Já para o farelo de soja o

coeficiente de *pass-through* foi nulo.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do café arábica.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1) e que a transmissão de preços internacionais do café aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do café arábica em dólar e em euro.

Quadro 1 - Síntese dos estudos empíricos

| Autores | País / países | Período | Produtos | Metodologia/ objetivo do estudo | Resultados |
|---|--|-------------------------------|--|---|---|
| Ferreira e Sansó (1999) | Brasil | 03/1978-04/1996 | produtos manufaturados | Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto |
| Cruz Jr. e Silva (2004) | Brasil | 3º trim./ 1994-2º trim./ 2003 | produtos agropecuários | Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto (-0,53) |
| Tejada e Silva (2008) | Brasil | 01/1980-01/2004 | exportações setoriais | filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero) |
| Fraga <i>et al.</i> (2008) | Brasil | 07/1994-12/2004 | grão de soja | Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto (-0,34) |
| Cunha <i>et al.</i> (2010) | Brasil, a Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras | 01/1990-06/2007 | Café arábica | Modelo vetorial de correção de erros/ transmissão de preços | Coefficiente elástico (-1,505) |
| Correa (2012) | Brasil | 1995-2005 | exportações setoriais | Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados/ indústria do café (-0,841) |
| Copetti, Vieira e Coronel (2012) | Brasil e Argentina | 03/1999-02/2011 | grão de soja | Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto (-0,11) |
| Souza (2018) | Brasil | 01/2002-12/2016 | milho e algodão | Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão |
| Souza, Raniro e Rosa (2018) | Brasil | 01/2012-12/2016 | açúcar | Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i> | baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais |
| Copetti e Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b) | Brasil | 01/1997-03/2019 | óleo de soja, celulose, milho, açúcar, café robusta, farelo de soja, arroz, e grão de soja | Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i> | <i>pass-through</i> incompleto para o óleo de soja, a celulose, o milho, o açúcar, o café robusta, o arroz e o grão de soja, e nulo para o farelo de soja |

Fonte: Organização dos autores

3 METODOLOGIA

3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que; P^*X é o preço de exportação em moeda estrangeira; (CP/E) é custo de produção, medido em moeda estrangeira; E é a taxa de câmbio nominal; e λ é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com $[PW/(CP/E)]$ correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a $\ln(CP/E)$ e $\ln(PW)$ seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a $\ln(CP)$ e $\ln(E)$ difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por ϕ_2 .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1. $\phi_2 = 0$; significa que a taxa de câmbio

não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;

2. $\phi_2 = -1$; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e

3. $-1 < \phi_2 < 0$; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

3.2 PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS

3.2.1 Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias².

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

2 Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

$$\text{com: } \gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$$

em que: α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal; y representa a variável dependente; Δ é a representação do operador de diferença e ε_t denota o erro que se assume de ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente, é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$$H_0: \gamma = 0, \text{ série é estacionária;}$$

$$H_a: \gamma \neq 0, \text{ série é não estacionária.}$$

3.2.2 Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos

uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada³. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

Definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar z_t como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t , conforme Harris (1995).

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que: z_t é um vetor ($n \times 1$), A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$) e $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$.

Ainda a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

3 Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d-b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$, $b > 0$, pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d, b)$.

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, $(i = 1, \dots, k-1)$ e $\Gamma_k = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Gamma}$, respectivamente, onde $\Pi = \alpha\beta'$, com α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank (r) da matriz Π . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de Π é completo, então as variáveis Y_t são $I(0)$, ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando Π tem posto reduzido, há r vetores de cointegração.

O rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos (ENDERS, 1995). O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que:

λ'_i = valores estimados das raízes

características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

3.2.3 Testes de autocorrelação

3.2.3.1 Teste de Portmanteau

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce / Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pier, $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$, é comparada à distribuição qui-quadrado com “ q ” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “ q ” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “ n ” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “ n ” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde $\hat{\rho}_k$ a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “ k ” e “ n ” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula

caso $Q^* > \chi^2_{1-\alpha; q}$, sendo $\chi^2_{1-\alpha; q}$ uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância α .

3.2.3.2 Teste LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$ são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

3.2.4 Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE (2019), para a variável preço de exportação do café arábica (em dólar/ saca de 60kg - US\$/SC e transformado em euro/ saca de 60kg - €/SC); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e na *Intercontinental Exchange* – ICE (2019), para o preço internacional do café arábica (bolsa de Nova York, Contrato C do café, mercado futuro, primeiro vencimento, em cents de dólar por libra-peso, transformado em dólar/ saca de 60kg - US\$/SC e em euro/ saca de 60kg - €/SC). O período analisado foi o de janeiro de 2000 a março de 2019, com cotações mensais, totalizando 231 observações. Na Tabela 1, encontra-se um

Tabela 1 -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

| Variável | Sigla |
|--|-----------|
| Log preço de exportação do café arábica em dólar | LBRA_CD |
| Log preço de exportação do café arábica em euro | LBRA_CE |
| Log custo de produção no Brasil | LBRA_CP |
| Log taxa de câmbio Real/ Dólar | LTX_D |
| Log taxa de câmbio Real/ Euro | LTX_E |
| Log preço internacional do café arábica em dólar | LINT_CNYD |
| Log preço internacional do café arábica em euro | LINT_CNYE |

Fonte: Organização dos autores

Além disso, as séries preços de exportação e preços internacionais foram dessazonalizadas pelo método *Season-trend Decomposition* – STL do software *Eviews 12*.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o café arábica estimados em dólar e em euro.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

Tabela 2- Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do café arábica (em US\$/SC e em € /SC), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do café arábica (em US\$/SC e em € /SC) no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

| Séries | Teste ADF | | | Teste KPSS | | |
|-----------|-----------|----------------------|----|------------|----------------------|-----|
| | Modelo | Estatística de teste | | Modelo | Estatística de teste | |
| LBRA_CD | constante | -1.327841 | ns | constante | 1.278876 | *** |
| LBRA_CE | constante | -1.465633 | ns | constante | 1.282664 | *** |
| LBRA_CP | constante | -2.141412 | ns | constante | 1.925908 | *** |
| LTX_D | constante | -1.365241 | ns | constante | 0.495230 | ** |
| LTX_E | constante | -1.897327 | ns | constante | 0.725418 | ** |
| LINT_CNYD | constante | -1.242894 | ns | constante | 1.117758 | *** |
| LINT_CNYE | constante | -1.605889 | ns | constante | 1.104886 | *** |

Nota 1: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns não significativo
 Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries foram não estacionárias em nível para os testes ADF e KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, que as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

Tabela 3- Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do café arábica (em US\$/SC e em € /SC), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do café arábica (em US\$/SC e em € /SC) no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

| Séries | Teste ADF | | | Teste KPSS | | |
|---------|-----------|----------------------|-----|---------------|----------------------|----|
| | Modelo | Estatística de teste | | Modelo | Estatística de teste | |
| LBRA_CD | constante | - | *** | constant e | 0.151740 | ns |
| | | 7.370209 | | | | |
| LBRA_CE | constante | - | *** | constant e | 0.140131 | ns |
| | | 8.667178 | | | | |
| LBRA_CP | constante | - | *** | constant e | 0.324612 | ns |
| | | 6.635375 | | | | |
| LBRA_D | constante | - | *** | constant e | 0.127696 | ns |
| | | 10.09791 | | | | |
| LBRA_E | constante | - | *** | constant e | 0.089443 | ns |
| | | 11.45527 | | | | |
| LINT_CD | constante | - | *** | constant e | 0.131651 | ns |
| | | 13.03152 | | | | |
| LINT_CE | constante | - | *** | constant e | 0.111439 | ns |
| | | 13.39738 | | | | |

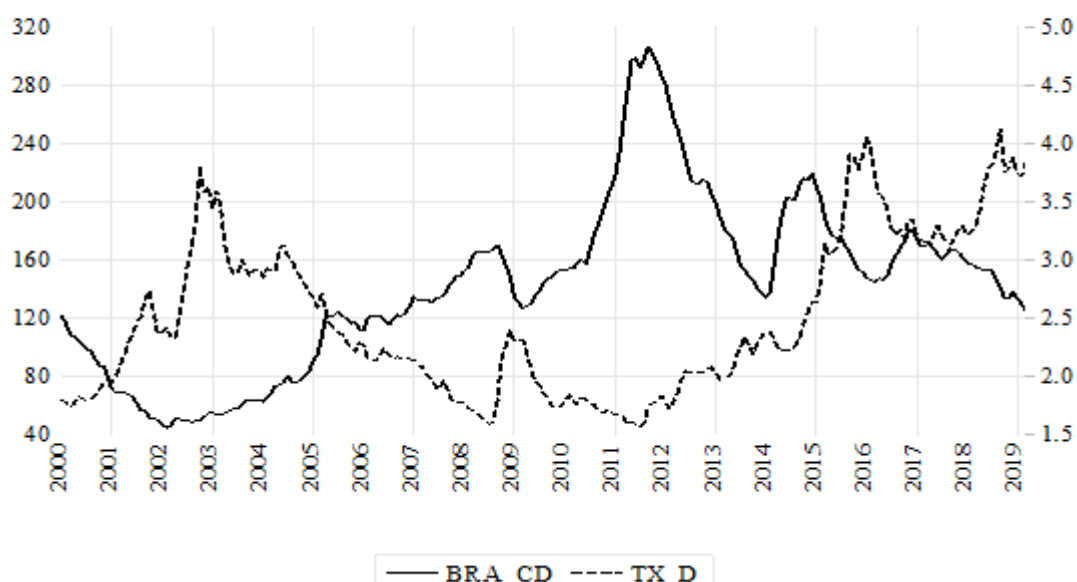
Nota 1: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns não significativo
 Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuados os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do café arábica.

4.1 CAFÉ ARÁBICA EM DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do café arábica (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até março de 2019.

Figura 1- Relação entre preço de exportação do café arábica (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a março de 2019



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

Tabela 4 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o café arábica em dólar

| Defasagem | LogL | LR | FPE | AIC | BIC | HQ |
|-----------|----------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|
| 1 | 1979.558 | NA | 4.86e-13 | -17.00050 | -16.76207 | -16.90433 |
| 2 | 2154.422 | 337.6164 | 1.23e-13 | -18.37595 | 17.89908* | 18.18361* |
| 3 | 2170.056 | 29.64422 | 1.23e-13 | -18.37278 | -17.65748 | -18.08427 |
| 4 | 2186.530 | 30.66573* | 1.23e-13* | -18.37689* | -17.42314 | -17.99221 |

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan e Quinn (HQ)

Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 4 (quatro) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen para o café arábica em dólar

| | Estatística do Traço | | Estatística do Máximo Autovalor | |
|-----|----------------------|---------|---------------------------------|---------|
| | Calculado | P-valor | Calculado | P-valor |
| R=0 | 49.64610*** | 0.0043 | 25.62704** | 0.0315 |
| R≤1 | 24.01906 | 0.0538 | 19.51888** | 0.0273 |
| R≤2 | 4.500174 | 0.6386 | 3.788170 | 0.6623 |
| R≤3 | 0.712004 | 0.4576 | 0.712004 | 0.4576 |

Nota: ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

Tabela 6- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o café arábica em dólar

| LBRA_CD (-1) | LBRA_CP (-1) | LTX_D (-1) | LINT_CNYD (-1) |
|--------------|--------------|-------------|----------------|
| 1,0000 | 0.665467*** | -0.687931** | -1.688473*** |
| | (0.22868) | (0.28625) | (0.23333) |
| | [2.91006] | [-2.40322] | [-7.23631] |

Nota 1: LBRA_CD = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do café arábica em dólar (US\$/SC); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_CNYD = logaritmo *neperiano* do preço internacional do café arábica em dólar (US\$/SC). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_CD_t = - 0,67 LBRA_CP_t + 0,69 LTX_D_t + 1,69 LINT_CNYD_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do café arábica brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,69% no preço de exportação do café arábica. O estudo de Correa (2012) também encontrou um *pass-through* incompleto para a indústria do café no valor de -0,841, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos remontados na literatura revisada corroboraram este resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA; SANSÓ, 1999, CRUZ JR.; SILVA, 2004, TEJADA; SILVA, 2008, FRAGA ET AL.; 2008, CORREA, 2012; COPETTI; VIEIRA e CORONEL, 2012; SOUZA; RANIRO e ROSA, 2018; SOUZA, 2018, COPETTI; CORONEL, 2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,67% no preço de exportação do café arábica em dólar. Embora este resultado vá de encontro à teoria econômica, o estudo de Correa (2012) apresentou resultado de um custo de produção nulo para indústria do café, indicando que o custo de produção não exerce influência sobre os preços de exportação da indústria do café. Além disso, observa-se, na Tabela 7, que a variável custo de produção (LBRA_CP) apresenta baixo grau de explicação do comportamento dos preços de exportação do café arábica (LBRA_CD), pois, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre o preço de exportação do café arábica (LBRA_CD), somente 7,97% de seu comportamento devem-se ao custo de produção (LBRA_CP), sendo que os 92,03% restantes são distribuídos às demais variáveis, 29,98% a ela própria (LBRA_CD), 28,04% à taxa de câmbio (LTX_D) e 34,01% ao preço internacional do café arábica (LINT_CNYD).

Tabela 7 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA_CD, LBRA_CP, LTX_D e LINT_CNYD no período de janeiro de 2000 a março de 2019

| Variável | Período (meses) | LBRA_CD | LBRA_CP | LTX_D | LINT_CNYD |
|----------|-----------------|----------|----------|----------|-----------|
| LBRA_CD | 1 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| | 6 | 33.04588 | 4.891550 | 13.19152 | 48.87104 |
| | 12 | 29.20166 | 6.855310 | 22.33162 | 41.61141 |
| | 18 | 29.23843 | 7.828067 | 25.82497 | 37.10854 |
| | 24 | 29.97521 | 7.970407 | 28.04112 | 34.01326 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica em dólar determina um aumento de 1,69% no preço de exportação do arábica em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

O estudo de Cunha *et al.* (2010) também corroborou para este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional do café arábica ao mercado brasileiro, encontrando um coeficiente de -1,505.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 8.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 8, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

4.2 CAFÉ ARÁBICA EM EURO

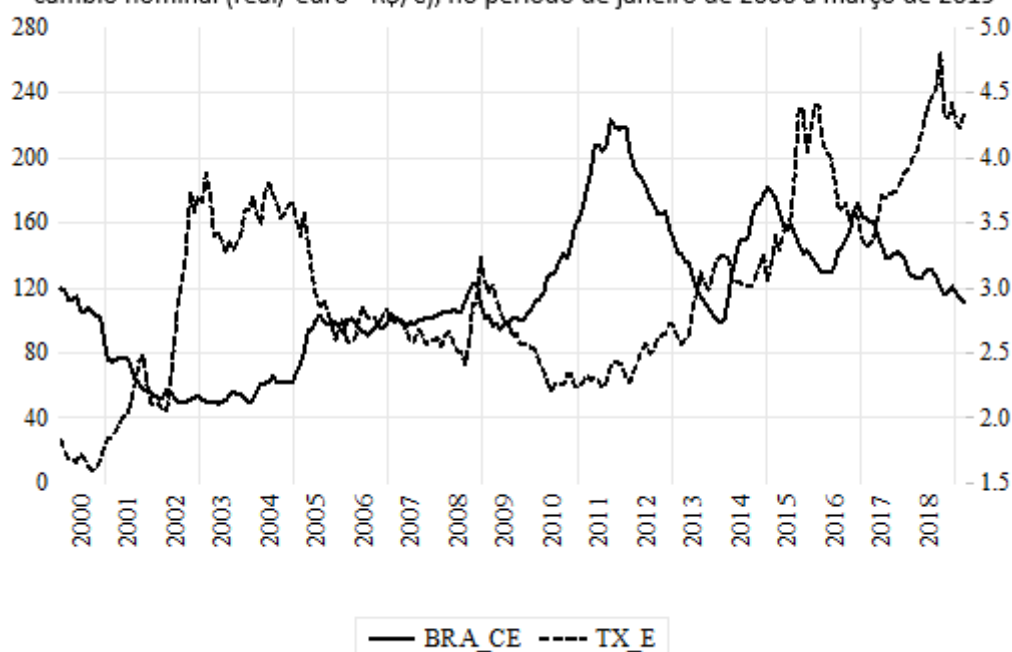
Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do arábica em euro (em €/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até março de 2019.

Tabela 8 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o arábica em dólar

| Defasagens | Teste de Portmanteau | | | | Teste LM | |
|------------|----------------------|---------|-------------|---------|----------|---------|
| | Est. Q | p-valor | Est Ajust.Q | p-valor | Est. LM | p-valor |
| 1 | 1.315353 | --- | 1.321072 | --- | 17.8684 | 0.3317 |
| 2 | 2.168001 | --- | 2.181167 | --- | 8.74075 | 0.9237 |
| 3 | 3.768853 | --- | 3.803082 | --- | 11.5311 | 0.7756 |
| 4 | 10.74020 | --- | 10.89728 | --- | 17.9117 | 0.3291 |
| 5 | 16.67391 | 0.9548 | 16.96226 | 0.9493 | 7.56511 | 0.9608 |
| 6 | 28.54890 | 0.9656 | 29.15391 | 0.9585 | 13.0771 | 0.6671 |
| 7 | 50.48151 | 0.8045 | 51.77192 | 0.7663 | 22.9375 | 0.1154 |
| 8 | 68.82653 | 0.7077 | 70.77506 | 0.6478 | 19.4084 | 0.2481 |
| 9 | 81.08101 | 0.7851 | 83.52634 | 0.7242 | 12.6252 | 0.6999 |
| 10 | 102.3132 | 0.6362 | 105.7192 | 0.5441 | 24.2252 | 0.0847 |
| 11 | 118.9594 | 0.6110 | 123.1978 | 0.5035 | 16.5751 | 0.4136 |
| 12 | 138.9538 | 0.5091 | 144.2878 | 0.3846 | 21.5376 | 0.1588 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Figura 2 – Relação entre o preço de exportação do café arábica (em €/SC) e a taxa de câmbio nominal (real/ euro - R\$/€), no período de janeiro de 2000 a março de 2019



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 9).

Tabela 9 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o café arábica em euro

| Defasagem | LogL | LR | FPE | AIC | BIC | HQ |
|-----------|--------------|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | 1925.06 3 | NA | 7.79e-13 | -16.52868 | -16.29025 | -16.43251 |
| 2 | 2067.57 5 | 275.1537 * | 2.61e-13* | 17.62403* | 17.14716* | 17.43169* |
| 3 | 2076.40 7 | 16.74571 | 2.77e-13 | -17.56196 | -16.84666 | -17.27346 |
| 4 | 2086.65 6 | 19.07887 | 2.92e-13 | -17.51217 | -16.55843 | -17.12750 |

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan e Quinn (HQC)

Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 9, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 10). Também a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e máximo autovalor. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

Tabela 10 – Teste de cointegração de Johansen para o café arábica em euro

| | Estatística do Traço | | Estatística do Máximo Autovalor | |
|-----|----------------------|---------|---------------------------------|---------|
| | Calculado | P-valor | Calculado | P-valor |
| R=0 | 63.25110*** | 0.0001 | 30.76009*** | 0.0055 |
| R≤1 | 32.49101*** | 0.0037 | 19.79368** | 0.0247 |
| R≤2 | 12.69733** | 0.0432 | 10.72934 | 0.0610 |
| R≤3 | 1.967991 | 0.1892 | 1.967991 | 0.1892 |

Nota: ** significativo a 5% e *** significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 11, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 11 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o café arábica em euro

| LBRA_CE (-1) | LBRA_CP (-1) | LTX_E (-1) | LINT_CNYE (-1) |
|--------------|--------------|--------------|----------------|
| 1,0000 | 0.735041*** | -0.911263*** | -1.719485*** |
| | (0.22079) | (0.30485) | (0.21884) |
| | [3.32914] | [-2.98921] | [-7.85745] |

Nota 1: LBRA_CE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do café arábica em euro (€/SC); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT_CNYE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do café arábica em euro (€/SC). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{CE}_t = -0,74 LBRA_{CP}_t + 0,91 LTX_{E}_t + 1,72 LINT_{CNYE}_t \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do café arábica em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ €) ocasiona um aumento de 0,91% no preço de exportação do café arábica em euro. O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras (FERREIRA; SANSÓ, 1999; CRUZ JR.; SILVA, 2004; TEJADA; SILVA, 2008; FRAGA *et al.*, 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO; ROSA, 2018; SOUZA, 2018).

Ainda, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,74% no preço de exportação do café arábica em euro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica em euro determina um aumento de 1,72% no preço de exportação do café arábica em euro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 12.

Tabela 12-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o café arábica em euro

| Defasage ns | Teste de Portmanteau | | | Teste LM | | |
|----------------|----------------------|---------|-------------|----------|----------|---------|
| | Est. Q | p-valor | Est Ajust.Q | p-valor | Est. LM | p-valor |
| 1 | 0.858673 | --- | 0.862406 | --- | 22.77735 | 0.1198 |
| 2 | 14.99107 | --- | 15.11823 | --- | 24.65754 | 0.0761 |
| 3 | 28.62637 | 0.4317 | 28.93294 | 0.4159 | 19.19943 | 0.2585 |
| 4 | 50.00441 | 0.2472 | 50.68769 | 0.2266 | 24.88773 | 0.0718 |
| 5 | 57.21792 | 0.5780 | 58.06079 | 0.5469 | 7.592195 | 0.9601 |
| 6 | 73.86483 | 0.5480 | 75.15161 | 0.5059 | 16.90855 | 0.3915 |
| 7 | 84.02301 | 0.7110 | 85.62723 | 0.6670 | 9.809155 | 0.8764 |
| 8 | 108.8568 | 0.4588 | 111.3519 | 0.3932 | 24.59605 | 0.0773 |
| 9 | 121.2881 | 0.5521 | 124.2872 | 0.4759 | 13.70142 | 0.6209 |
| 10 | 140.4155 | 0.4742 | 144.2800 | 0.3848 | 21.66293 | 0.1544 |
| 11 | 159.4220 | 0.4090 | 164.2369 | 0.3100 | 18.16330 | 0.3144 |
| 12 | 170.9473 | 0.5083 | 176.3938 | 0.3933 | 12.29225 | 0.7236 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do café arábica em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do café arábica foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,69 e -0,91.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do café arábica, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do café arábica como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, têm possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos

posteriores, o comparativo em subperíodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman*, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

REFERÊNCIAS

AREVALO, J. L. S.; ARRUDA, D. O.; CARVALHO, J. P. Competitividade no comércio internacional do café: um estudo comparativo entre Brasil, Colômbia e Peru. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 18, n. 1, p. 62-78, 2016.

BARROS, M.; SOUZA, R.C. **Regressão Dinâmica**. Núcleo de Estatística Computacional. PUC-RJ. Rio de Janeiro, 1995.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CECAFE - Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. **Estatísticas**. Disponível em: <https://www.cecafe.com.br/Acesso em: 05 abr. 2019>.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. **Custos e Agronegócios Online**, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Competitividade das exportações brasileiras e vietnamitas de café. **Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana**. Julho de 2019.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, v. 11, p. 118-143, 2019a.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros da celulose. In: **Anais do VII Seminário de Jovens Pesquisadores em Economia e Desenvolvimento**, Santa Maria, RS, 2019b. p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiro do milho. In: **Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII – ENABER**, Rio de Janeiro, 2019c, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A.; SOUSA, E. P. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do açúcar vhp, branco e cristal. In: **Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - XVII - ENABER**, Rio de Janeiro, 2019d, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: **Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII - ENABER**, Rio de Janeiro, 2019e, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do milho. In: **Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP**, Santos-SP, 2019f. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do farelo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: **Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP**, Santos-SP, 2019g. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: **Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP**, Santos-SP, 2019h. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do arroz. In: **Anais do XXVI Simpósio de Engenharia de Produção - SIMPEP**, Bauru, São Paulo, 2019i, p. 1-12.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do milho. **Engenharia de produção: produtividade e competitividade**. 2ed. Piracanjuba-GO: Editora Conhecimento Livre, 2020a, v. II, p. 717-731.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do grão de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Desenvolvimento em Questão**, v. 18, p. 166-185, 2020b.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de *pass-through* setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: **Anais do XLII Congresso brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER)**, 2004, Cuiabá-MT.

CUNHA, D. A. et al. Integração e transmissão de preços no mercado internacional do café arábica. Piracicaba, SP, **Rev. Econ. Sociol. Rural - RESR**, vol. 48, n°4, p. 515-542, out/dez 2010.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. **Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures**. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FRANCK, A. G. S.; SILVA, M. L.; SILVA, R. A.; CORONEL, D. A. .Análise da competitividade do mercado exportador brasileiro de café. **Desafio Online**, Campo Grande, v.4, n.3, Set./Dez.2016.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, 1978.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf,1995.

IPEA - **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 14 jan. 2019.

ICE - Intercontinental Exchange. **Coffee historical prices**. Disponível em: <https://www.theice.com/publicdocs/futures.../coffee/Coffee%20Historical%20Prices.xls>. Acesso em: 26 abr. 2019.

ICO – International Coffee Organization. **Historical Data on the Global Coffee Trade**. Disponível em:http://www.ico.org/new_historical.asp. Acesso em: 05 abr. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v.12, p.231-254,1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. **Journal of Econometrics**. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Balança Comercial**. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial> Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Review**, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rate dynamics redux. **Journal of Political Economy**, v. 103 (3), p. 624-660, 1995.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural economics**, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

SEREIA, V. J.; CAMARA, M. R. G.; ANHESINI, J. A. R. Competitividade do complexo cafeeiro: uma análise a partir do *market share* e das vantagens comparativas simétricas. **Revista de Economia**, Editora UFPR, Curitiba, v. 38, n. 1 (ano 36), p. 07-34, jan./abr. 2012.

SOUZA, D. K. F. **O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão**. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: **Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER**, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; 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**, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

THOMÉ, K. M.; FERREIRA, L. S. Competitividade e estrutura de mercado internacional de café: análise de 2003 a 2012. **Coffee Science**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 184 - 194, abr./jun. 2015.

USDA – United States Department of Agriculture. **Custom Query**. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>. Acesso em: 03 jan. 2019.

WTO – World Trade Organization. **Tariff Analysis Online**. Disponível em: Acesso em: 05 jun. 2019.