

**Pass-through das exportações brasileiras do tabaco (2000-2020)**

**Pass-through for brazilian exports tobacco (2000-2020)**

**Pass-through de las exportaciones brasileñas de tabaco (2000-2020)**

Recebido: 04/06/2020 | Revisado: 06/06/2020 | Aceito: 08/06/2020 | Publicado: 16/06/2020

**Leonardo Sangoi Copetti**

ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-4801-4714>

Universidade Federal de Santa Maria, Brasil

E-mail: [leonardocopetti@hotmail.com](mailto:leonardocopetti@hotmail.com)

**Daniel Arruda Coronel**

ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-0264-6502>

Universidade Federal de Santa Maria, Brasil

E-mail: [daniel.coronel@uol.com.br](mailto:daniel.coronel@uol.com.br)

**Resumo**

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do tabaco, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020. Os dados foram coletados nos *sites* do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no WORLD BANK. 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 brasileiros do tabaco foi incompleto, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, já que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Tabaco; Preços de exportação; Taxa de câmbio; *Pass-through*.

**Abstract**

The aim of this paper consisted of the relation examination between exchange rate variations and the Brazilian's export prices of tobacco, relation defined as the *pass-through* of exchange rate, having as reference the period from January, 2000 to January, 2020. The data was collected from the sites of the Ministry of Development, Industry and Foreign Trade – MDIC,

of the Institute for Applied Economics – IPEA and in the WORLD BANK. In this sense, we used instrumental of time series, especially the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the degree of pass-through of the exchange rate for the export prices of tobacco occurred in an incomplete way, 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:** Tobacco; Export prices; Exchange rate; Pass-through.

## Resumen

El objetivo de este estudio fue examinar la relación entre las variaciones del tipo de cambio y los precios de exportación brasileños del tabaco, una relación definida como pass-through del cambio, utilizando el período de enero de 2000 a enero de 2020 como referencia. Los datos se recopilaron en los sitios web del Ministerio de Desarrollo, Industria y Comercio Exterior - MDIC, el Instituto de Economía Aplicada - IPEA y el WORLD BANK. En este sentido, se utilizaron instrumentos de series temporales, especialmente el Modelo de Vector de Corrección de Errores. Los resultados encontrados proporcionaron indicaciones de que el grado de transferencia del tipo de cambio a los precios de exportación brasileños del tabaco, lo que representa que las depreciaciones del tipo de cambio no se traducen en ganancias significativas de competitividad, ya que no reducen significativamente los precios de exportación.

**Palabras clave:** Tabaco; Precios de exportación; Tasa de cambio; Pass-through.

## 1. Introdução

Segundo o *International Trade Centre* – ITC (2020), o Brasil é o maior exportador mundial de tabaco, visto que, no ano de 2019, o total exportado foi de US\$ 2,04 bilhões, o que representou 19,34% das exportações mundiais, que foram de US\$ 10,55 bilhões.

De acordo com dados do ITC (2020), os três maiores exportadores mundiais de tabaco foram, respectivamente, Brasil, com US\$ 2,04 bilhões (19,34%), Bélgica, com US\$ 1,09 bilhões (10,33%) e Estados Unidos, com US\$ 1,02 bilhões (9,67%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de tabaco foram, respectivamente, Bélgica, com US\$ 1,15 bilhões (10,51%), China, com US\$ 960 milhões (8,78%) e Alemanha, com US\$ 800 milhões (7,31%). Além disso, segundo a *World Trade Organization* – WTO (2020), o único dos três

maiores importadores que aplica taxas de importação sobre o tabaco é a China, com uma média de 10%.

Segundo Obstfeld & Rogoff (1995), 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), sendo que esta escolha influencia o ambiente macroeconômico pelo 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.

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. Para Tejada & Silva (2008), 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.

Na literatura econômica, diversos estudos apresentaram 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 Cruz Jr.;Silva (2004), Tejada & Silva (2008), Fraga *et al.* (2008), Correa (2012), Copetti; Vieira & Coronel (2012), Copetti; Vieira & Coronel (2013), Souza (2018), Souza; Raniro & Rosa (2018), Copetti & Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

Para Ferreira & Sanso (1999), 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 de câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, a competitividade do exportador é baixa e o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: qual o grau de *pass-through* para os preços de exportação brasileiros do tabaco no período de 01/2000 a 01/2020?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que as variações cambiais são transmitidas aos preços do tabaco, bem como para entender mais sobre as estratégias de preço adotadas pelos exportadores brasileiros e de como a política econômica e cambial pode impactar sua competitividade. Além disso, o presente estudo adiciona a literatura de competitividade pela escassez de estudos sobre o mercado do tabaco e coeficiente de *pass-through*, não sendo encontrados na literatura nacional e internacional estudos sobre o tema.

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. *Pass-through* no Mercado Brasileiro**

Cruz Jr. & 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 resultados, os autores encontram 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, ou seja, uma depreciação cambial produz efeito limitado na redução dos preços de exportação, no aumento da demanda pelas exportações e na competitividade do exportador. Desta forma, as variações na taxa de câmbio produzem efeitos na moeda doméstica e nas margens de lucro do exportador, porque, em períodos de desvalorização cambial, o exportador aumenta sua margem de lucro e, em períodos de valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua margem de lucro.

Tejada & Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, utilizando a metodologia do filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo, com

dados trimestrais, no período do primeiro trimestre de 1980 ao primeiro trimestre de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira & Sanso (1999), relaciona como variável dependente o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizado o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna – IPA-DI, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço das exportações mundiais em dólares. Em relação aos setores pesquisados e às respectivas participações, totalizaram 65,86% das exportações totais brasileiras no ano de 2004, dentre eles, 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%). Como resultados, os setores analisados apresentaram um *pass-through* oscilando entre um mínimo coeficiente médio de -0,14 e um máximo de -0,34, indicando um reduzido ganho de competitividade aos exportadores, já que desvalorizações cambiais não reduziram significativamente os preços das exportações em dólares, não implicando necessariamente o aumento da margem de lucro dos exportadores, pois, dependendo do setor, e, levando em consideração os insumos importados que se elevam na depreciação cambial, a margem pode até reduzir.

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, utilizando os testes de raiz unitária (ADF), de cointegração de Johansen e o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), no período de julho de 1994 a dezembro de 2004.

O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira (2000), relaciona como variável dependente o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, utilizando o índice de preços de soja FOB-Paranaguá, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizando o Índice de Preços por Atacado para lavouras de exportação - IPA-OG, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço internacional da soja em dólares.

Os resultados indicaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, utilizando a metodologia autorregressiva com defasagens distribuídas (ADL), 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 dos 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 trabalho indicou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados, com coeficientes de maior magnitude em setores de menor intensidade tecnológica (com exceção de equipamentos eletrônicos e outros veículos e peças), representando os setores de melhor desempenho exportador brasileiro.

Copetti, Vieira & 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.

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira & Coronel (2013) verificou o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e dos preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em euro/ toneladas - €/ toneladas), no período

de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o Modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina.

No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indica influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços 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 Erros.

Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto no valor de 0,419, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura, e também, no mesmo modelo, apresentou um coeficiente inelástico para o preço internacional do milho no valor de -0,507. 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 & 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 & 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, utilizam-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. Mas para o farelo de soja, o coeficiente de *pass-through* foi nulo.

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

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos.

Autores	País / países	Período	Produtos	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994- 2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo VEC / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada & Silva (2008)	Brasil	01/1980- 01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994- 12/2004	grão de soja	Modelo VEC/ coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995- 2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999- 02/2011	grão de soja	Modelo VEC / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003- 01/2012	grão de soja	Modelo VEC / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002- 12/2016	milho e algodão	Modelo VEC /coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniero & Rosa (2018)	Brasil	01/2012- 12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente <i>depass-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 & 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 <i>depass-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.

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.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo.

### 3. Metodologia

A presente pesquisa é caracterizada como quantitativa e explicativa (Pereira et al., 2018). Como fontes de dados secundários foram utilizados os dados coletados nos seguintes sites: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2020), no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2020) e no WORLD BANK (2020).

#### 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  $P^*X$  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  $\lambda$  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:

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

(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  $\phi_2$ .

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

## 3.2 Procedimentos econométricos

### 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 estacionárias<sup>1</sup>. A utilização dos dois testes em conjunto para o diagnóstico de estacionariedade das séries temporais relaciona-se a uma maior confiabilidade e robustez dos resultados.

---

<sup>1</sup>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

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

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

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

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume 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  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  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  $\tau$  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, partindo da hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

---

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.)

### 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 analisada<sup>2</sup>. 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.

De acordo com Harris (1995), 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  $z_t$ :

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

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

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

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . 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  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$

<sup>2</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , 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  $X_t \sim CI(d,b)$ .

representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  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  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  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  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), 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. 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:

$\lambda'_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = 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 fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2020) para a variável preço de exportação brasileiro do tabaco (dividindo o faturamento em dólares pela quantidade em quilogramas – US\$/ Kg); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2020), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no World Bank (2020), para a variável preço internacional do tabaco, utilizado como *proxy* os preços de importação norte-americanos (em US\$/ Kg). O período analisado foi o de janeiro/2000 a janeiro/2020, com cotações mensais, totalizando 241 observações. Além disso, as séries não foram deflacionadas, sendo utilizadas na forma original.

Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas.

Variável	Sigla
Log do preço de exportação brasileiro do tabaco	LPTAB
Log do custo de produção no Brasil	LCUSTO
Log da taxa de câmbio Real/ Dólar	LCAMBIO
Log do preço internacional do tabaco	LPINT

Fonte: Organização dos autores.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados do modelo para o tabaco brasileiro.

## 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 brasileiros do tabaco (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do tabaco (US\$/ Kg) no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LPTAB	constante	-1.729299	ns	constante	1.499933	***
LCUSTO	constante	-2.268870	ns	constante	1.867500	***
LCAMBIO	constante	-1.239783	ns	constante	0.645957	**
LPINT	constante	-0.771228	ns	constante	1.746207	***

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 as séries foram não estacionárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, suas médias, as variâncias ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, pois, efetuada a primeira diferença, 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 brasileiros do tabaco (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do tabaco (US\$/ Kg) no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LPTAB	constante	-16.24320	***	constante	0.248358	ns
LCUSTO	constante	-7.082245	***	constante	0.319904	ns
LCAMBIO	constante	-10.44811	***	constante	0.132509	ns
LPINT	constante	-12.47825	***	constante	0.187256	ns

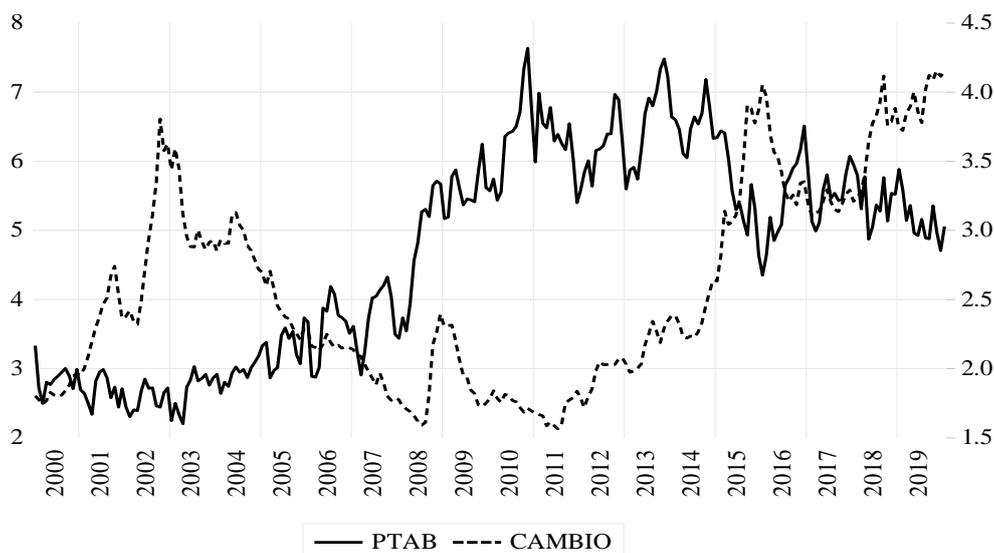
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

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 brasileiros do tabaco.

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação brasileiro do tabaco (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até janeiro de 2020.

**Figura 1-** Relação entre preço de exportação brasileiro do tabaco (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de MDIC (2020) e IPEA (2020)

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam tendências opostas, oscilando o crescimento/ decréscimo entre o preço de exportação e a taxa de câmbio, e 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, foi necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	2197.557	NA	1.61e-13	-18.10421	-17.87285	-18.01100
<b>2</b>	<b>2307.313</b>	<b>212.2258*</b>	<b>7.41e-14*</b>	<b>-18.88227*</b>	<b>-18.41955*</b>	<b>-18.69585*</b>
3	2320.567	25.18880	7.58e-14	-18.85948	-18.16541	-18.57985
4	2329.537	16.74812	8.04e-14	-18.80114	-17.87571	-18.42830

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 & 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 4, 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 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% 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 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>84.69643***</b>	<b>0.0004</b>	<b>50.00943***</b>	<b>0.0001</b>
R≤1	34.68700	0.2582	18.16970	0.3643
R≤2	16.51730	0.4517	10.41470	0.5746
R≤3	6.102594	0.4474	6.102594	0.4474

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 1%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco.

LPTAB (-1)	LCUSTO (-1)	LCAMBIO (-1)	LPINT (-1)	@TREND (00M01)	C
1,0000	-0.840388*** (0.12600)	0.412819*** (0.05508)	-1.085908*** (0.14618)	0.003396*** (0.00108)	4.145129 -
	[-6.66989]	[ 7.49551]	[-7.42841]	[ 3.13133]	-

Nota 1: LPTAB = logaritmo *neperiano* do preço de exportação brasileiro do tabaco (US\$/ Kg); LCUSTO = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LPINT = logaritmo *neperiano* do preço internacional do tabaco (US\$/ Kg); @TREND (00M01) = tendência linear; C = constante. 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 (11), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB_t = +0,84 LCUSTO_t - 0,41 LCAMBIO_t + 1,09 LPINT_t - 0,003 @TREND(00M01) - 4,15 \quad (11)$$

De acordo com a Equação (11), 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 brasileiro do tabaco, ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 0,41% no preço de exportação brasileiro do tabaco. Os estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto no mercado brasileiro (Cruz Jr. & Silva, 2004, Tejada & Silva, 2008, Fraga *et al.*, 2008, Correa, 2012; Copetti; Vieira &

Coronel, 2012, Souza; Raniro & Rosa, 2018; Souza, 2018, Copetti & Coronel, 2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

O resultado da presente pesquisa sugere que as depreciações cambiais produziram pouco efeito na redução do preço de exportação do tabaco e na competitividade do exportador brasileiro no comércio internacional. Para Cruz Jr. & Silva (2004), o *pass-through* incompleto representa que as variações na taxa de câmbio produzem efeitos na moeda doméstica e na lucratividade, desta forma, nos períodos de desvalorização cambial, o exportador eleva sua margem de lucro e, na valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua lucratividade. Já para Fraga et al. (2008), as políticas econômicas e cambiais que visam fomentar a competitividade do exportador via desvalorização da taxa de câmbio podem não ser o melhor instrumento para elevar suas exportações quando o grau de *pass-through* for incompleto.

Além disso, os exportadores possivelmente adotaram uma estratégia de precificação no meio termo entre a PCP e LCP, ou seja, parte do preço de exportação foi fixado em reais e parte em dólar. Para Knetter (1993), a estratégia PCP indica a determinação de preços pelo exportador em relação ao mercado de destino, sendo o *pass-through* completo, e a LCP, o mercado de destino determina o preço, sendo o *pass-through* nulo.

Ainda, de acordo com a Equação (11), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,84% no preço de exportação brasileiro do tabaco.

Também foi possível inferir, com base na Equação (11), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,09% no preço de exportação brasileiro do tabaco. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida 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.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo, será utilizado um instrumento proporcionado pelos modelos VAR/VEC, que é a decomposição da variância dos erros de previsão.

A Tabela 7 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o preço de exportação brasileiros do tabaco.

**Tabela 7** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LPTAB, LCUSTO, LCAMBIO e LPINT no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020.

Variável	Período (meses)	LPTAB	LCUSTO	LCAMBIO	LPINT
LPTAB	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	81.85208	2.164235	10.03219	5.951490
	12	57.16126	7.971299	20.31907	14.54837

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação brasileiro do tabaco (LPTAB), apresentados na Tabela 7, mostram que, decorridos 12 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 57,16% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 42,84% restantes são atribuídos às demais variáveis, 7,97% ao custo de produção (LCUSTO), 20,32% à taxa de câmbio nominal (LCAMBIO) e 14,55% ao preço internacional do tabaco (LPINT). Esse resultado fornece indícios da tendência da precificação via mercado interno, sendo que, em média, 39% da produção de tabaco brasileira é destinada ao mercado interno (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2020; MDIC, 2020).

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

**Tabela 8**- Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco.

Defasagens	Teste de Portmanteau		Teste LM			
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.477195	---	0.479183	---	10.28331	0.8514
2	6.019691	---	6.068060	---	18.62350	0.2887
3	20.22301	0.8859	20.45041	0.8784	18.89979	0.2739
4	35.67423	0.8386	36.16241	0.8236	17.35764	0.3628
5	57.36548	0.6084	58.31322	0.5739	23.25820	0.1070
6	67.47802	0.7725	68.68395	0.7394	10.40921	0.8444
7	85.37813	0.7004	87.11954	0.6523	18.50540	0.2951
8	101.9838	0.6702	104.2954	0.6095	17.19244	0.3733
9	111.8164	0.7946	114.5094	0.7391	10.16981	0.8576
10	118.7871	0.9129	121.7819	0.8771	7.347965	0.9660
11	134.0130	0.9080	137.7360	0.8637	15.39114	0.4962

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 8, até onze defasagens os testes indicaram, com 5% de significância, que não existe problema de auto correlação serial. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 5. Conclusões

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação brasileiros do tabaco. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do tabaco foi incompleto com o coeficiente de 0,41.

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, uma vez que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade brasileira do tabaco, 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 tabaco, como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores com o crescimento da renda mundial, tem 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 períodos específicos de tempo, não compreendendo o dinamismo e a influência da percepção do exportador sobre os movimentos cambiais período a período na sua estratégia de precificação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a aplicação do filtro de *Kalman* como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## Agradecimentos

Este artigo conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

## Referências

Box, G. E. P. & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65 (332), 1509-1526.

Breusch, T. S. (1978) Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, Wiley Blackwell, vol. 17(31), 334-355.

Bueno, R. D. L. D. (2008) Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning.

Copetti, L. S.; Vieira, K. M. & Coronel, D. A. (2012). Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. Custos e Agronegócios Online, Recife, 8 (3), 113-132.

Copetti, L. S.; Vieira, K. M. & Coronel, D. A. (2013). Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. Revista em Agronegócios e Meio Ambiente, 6 (3), 435-461.

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019a). 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, 11(1),118-143.

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019b). 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, 1-20.

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019c). 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, 1-20.

Copetti, L. S.; Coronel, D. A. & Souza, E. P. (2019d). 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, 1-20.

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019e). 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, 1-20.*

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019f). 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, 1-15.*

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019g). 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, 1-15.*

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019h). 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, 1-15.*

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2019i). 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. (2020a). 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, II (1), 717-731.

Copetti, L. S. & Coronel, D. A. (2020b). 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, 18 (1), 166-185.*

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

Cruz Jr., J. C. & Silva, O. M. (2004). *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), Cuiabá-MT.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (1), 057-1073.

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

Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, 55 (2), 251-276.

Ferreira, A. & Sanso, A. (1999). Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires.

Fraga, G. J. et al. (2008). O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, 26(49), 193-210.

Greene, W. H. (2008). *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education.

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press.

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

IPEA. (2020). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Accessed on February 01, at <http://www.ipeadata.gov.br>

ITC. (2020). International Trade Centre. Trade Map. Accessed on February 01, at <https://www.trademap.org/>

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12 (1), 231-254.

Knetter, M. M. (1993). International comparisons of pricing to market behavior. *American Economic Review*. 83(1), 473-486.

Krugman, P. (1987). Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. In *Real Financial Linkages among Open Economies*, edited by S. W. Arndt and J. D. Richardson, Cambridge, MA: MIT Press.

Kwiatkowski, D. et al. (1992) 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*. 54 (1), 159-178.

Mdic. (2019). Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Accessed on March 01, at <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Menon, J. (1995). Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, 27 (3), 297-301.

Mundlack, Y. & Larson, D. F. (1992). On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, 6 (1), 399-422.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, 103 (3), 624-660.

Pereira, AS, Shitsuka, DM, Parreira, FJ & Shitsuka, R. (2018). Metodologia da pesquisa científica. [e-book]. Santa Maria. Ed. UAB/NTE/UFSM. Disponível em: [https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/15824/Lic\\_Computacao\\_Metodologia-Pesquisa-Cientifica.pdf?sequence=1](https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/15824/Lic_Computacao_Metodologia-Pesquisa-Cientifica.pdf?sequence=1).

Souza, D. K. F. (2018). 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.

Souza, D. K. F.; Raniro, L. R. & Rosa, M. B. (2018). Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: Anais do 56° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas – SP.

Tejada, C. A. O. & Silva, A. G. (2008). O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, 46 (01), 171-205.

World Bank. (2020). World Bank Commodity Price Data. Accessed on February 01, at <pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

WTO. (2019). World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Accessed on October 20, at <http://tao.wto.org>

**Porcentagem de contribuição de cada autor no manuscrito**

Leonardo Sangoi Copetti – 50%

Daniel Arruda Coronel – 50%