

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ETANOL HIDRATADO E ANIDRO

Leonardo Sangoi Copetti¹
Daniel Arruda Coronel²

RESUMO

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do etanol hidratado e anidro, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de março de 2005 a fevereiro de 2019. Os dados foram coletados nos sites do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no *Agriculture and Horticulture Development Board* – AHDB. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do etanol ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para os modelos do etanol hidratado e anidro de, respectivamente, 0,36 e 0,44, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Palavras-chave: Etanol; Preços de Exportação; *Pass-Through*.

TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR THE BRAZILIAN EXPORT PRICES OF HYDROUS AND ANHYDROUS ETHANOL

ABSTRACT

The objective of this paper consisted in the examination of the relation between the exchange rate variations and the Brazilian export prices of hydrous and anhydrous ethanol, relation defined as the pass-through of the exchange rate, having as reference the period from March, 2005 to February, 2019. The data were collected in the sites of Center for Advanced Studies in Applied Economics – CEPEA, Institute for Applied Economics – IPEA and in the Agriculture and Horticulture Development Board – AHDB. In this sense, we used the instrumentals of time series, especially the Vector Error Correction Model (VEC). The results found provided indications that the degree of pass-through of the exchange rate for the export prices of ethanol occurred in an incomplete way, with the coefficients for the models of hydrous ethanol and anhydrous ethanol of, respectively, 0.36 and 0.44, representing that the 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: Ethanol; Export Prices; Pass-Through.

¹ Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

² Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br



1 INTRODUÇÃO

Segundo o *International Trade Centre* – ITC (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de etanol, visto que, em 2018, o total exportado foi de 1,68 bilhões de litros, o que representou 10,69% das exportações mundiais, que foram de 15,71 bilhões de litros.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do etanol exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 892 milhões, o que representou 0,37% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2005, houve um incremento de 16,44% do faturamento das exportações desta *commodity*, uma vez que as exportações neste ano foram de US\$ 766 milhões.

Para a Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustível – ANP (2019), o etanol produzido no Brasil pode ser classificado, em função da identidade e especificação, em etanol anidro, com cor laranja (sendo adicionado corante para diferenciá-lo do etanol hidratado), teor alcoólico mínimo de 99,6%, teor de água máximo de 0,4%; e hidratado, com cor transparente (sem adição de corante), teor alcoólico 95,1% a 96,0%, teor de água máximo de 4,9%, dentre algumas especificações.

Segundo Ferreira e 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 câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais de etanol, em 2018, foram, respectivamente, Estados Unidos, com 6,47 bilhões de litros (41,18%), Brasil, com 1,68 bilhões de litros (10,69%) e Holanda, com 1,29 bilhões de litros (8,21%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de etanol foram, respectivamente, Brasil, com 1,75 bilhões de litros (13,78%), Canadá, com 1,40 bilhões de litros (11,02%) e Alemanha, com 1,38 bilhões de litros (10,87%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação é o Brasil com 20%.

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 de

exportação brasileiros do etanol hidratado e anidro, no período compreendido entre 05/2005 a 02/2019?

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 etanol, bem como entender mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Bittencourt e Fontes (2010) analisaram o mercado exportador de etanol no Brasil utilizando o Índice de Vantagens Comparativas Reveladas – IVCR, no período de 1994 a 2008. Como resultados, as exportações de etanol foram competitivas no mercado internacional durante todo período de análise. Ainda nesta perspectiva, o trabalho de Bittencourt, Fontes e Campos (2012) indicou que as exportações brasileiras de etanol apresentaram competitividade de 1999 a 2008, e o crescimento do comércio internacional do etanol foi o principal responsável pelo desempenho brasileiro.

Franck et al. (2018) analisaram a competitividade do etanol produzido no Brasil em comparação com a produção dos Estados Unidos, da França e da Holanda, utilizando o Indicador de Desempenho das Exportações (DES), o Índice de competição (IC) e o IVCR, identificando competitividade brasileira no período de 1999 a 2016. Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo a competitividade do etanol 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.

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

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, indicando 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-se 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 reflete-se 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.

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.

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 em 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 Erros. 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. 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.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca 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	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
Fraga et al. (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
Correa (2012)	Brasil	1995- 2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente	<i>pass-through</i> incompletos para os

				de <i>pass-through</i>	setores pesquisados
Copetti, Vieira & 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
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ 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

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, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações e nulo e que a transmissão de preços internacionais 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 etanol hidratado e anidro.

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 de 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. $-1 < \phi_2 < 0$ e $0 < \phi_2 < 1$; 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.

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: $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ 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 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:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

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

H_a : $\gamma \neq 0$, 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 analisada. 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 ($n \times 1$), A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$) 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:

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

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 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.

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

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 Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2019), para a variável preço de exportação do etanol (indicador semanal do etanol hidratado combustível, média mensal, em dólar por litro – US\$/L, e indicador semanal do etanol anidro combustível, média mensal, em dólar por litro – US\$/L); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – origem produtos industriais - IPA- origem prod. industriais, a taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no *Agriculture and Horticulture Development Board* – AHDB (2019) para a variável preço internacional do etanol (contrato futuro etanol da *Chicago Board of Trade* – CBOT, primeiro vencimento, em dólar por galão – US\$/GL, convertido em dólar por litro – US\$/L).

O período analisado foi o de março de 2005 a fevereiro de 2019, com cotações mensais, totalizando 168 observações. 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 preço de exportação do etanol hidratado	LBRA_EH
Log preço de exportação do etanol anidro	LBRA_EA
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/ dólar	LTX_D
Log preço internacional do etanol - CBOT	LINT_CBOT

Fonte: Organização dos autores

Além disso, o período de análise teve seu início em março de 2005 em função da série de preços do preço internacional do etanol, correspondendo ao marco inicial que os contratos futuros passaram a ser comercializados na CBOT. Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

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, Phillips, 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 etanol hidratado e anidro (em US\$/L), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preço internacional do etanol (US\$/L) no período de março de 2005 a fevereiro de 2019

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_EH	constante	-3.454112	**	constante	0.501184	**
LBRA_EA	constante	-3.234578	**	constante	0.447696	*
LBRA_CP	constante	0.061728	ns	constante	1.621490	***
LTX_D	constante	-0.788434	ns	constante	1.053762	***
LINT_CBOT	constante	-3.239116	**	constante	0.627468	**

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 preço de exportação do etanol hidratado e anidro e o preço internacional do etanol foram estacionárias em nível para o teste ADF, e a série preço de exportação etanol anidro foi estacionária em nível para o teste KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, entre as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

Tabela 3 - Testes de raiz unitária em primeira aplicados nas séries mensais de preços de exportação do etanol hidratado e anidro (em US\$/L), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preço internacional do etanol (US\$/L) no período de março de 2005 a fevereiro de 2019

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_EH	constante	-10.30953	***	constante	0.067893	ns
LBRA_EA	constante	-10.41633	***	constante	0.071846	ns
LBRA_CP	constante	-5.197929	***	constante	0.082401	ns
LTX_D	constante	-8.482764	***	constante	0.328430	ns
LINT_CBOT	constante	-10.06487	***	constante	0.149480	ns

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

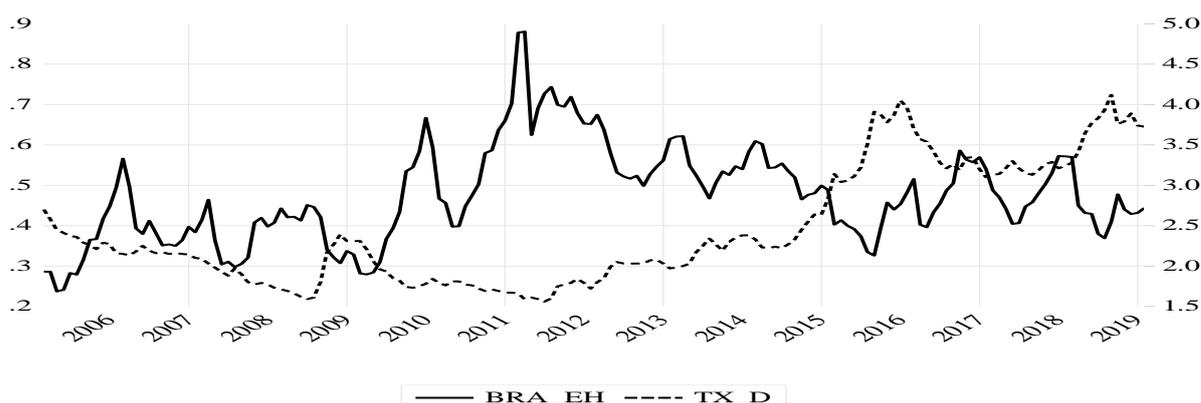
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada 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 etanol.

4.1 Etanol hidratado

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do etanol hidratado (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de março de 2005 até fevereiro de 2019.

Figura 1- Relação entre preço de exportação do etanol hidratado (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de março de 2005 a fevereiro de 2019



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (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 etanol hidratado

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	233.3137	NA	7.17e-07	-2.796508	-2.720902	-2.765815
1	1257.989	1986.870	3.26e-12	-15.09743	-14.71939	-14.94396
2	1321.657	120.3473*	1.82e-12*	-15.67874*	14.99828*	-15.40250*
3	1335.211	24.95926	1.88e-12	-15.64891	-14.66603	-15.24990
4	1349.452	25.52965	1.93e-12	-15.62746	-14.34215	-15.10567

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 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% 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 3 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 etanol hidratado

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	55.32338***	0.0085	34.66178***	0.0052
R≤1	20.66161	0.3791	16.38396	0.2032
R≤2	4.277653	0.8799	4.276966	0.8290
R≤3	0.000687	0.9803	0.000687	0.9803

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 etanol hidratado

LBRA_EH (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CBOT (-1)	C
1,0000	-1.497009***	0.358327**	-1.141131***	8.827672
	(0.18873)	(0.17951)	(0.17227)	-
	[-7.93193]	[1.99617]	[-6.62392]	-

Nota 1: LBRA_EH = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do etanol hidratado (US\$/L); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_CBOT = logaritmo *neperiano* do preço internacional do etanol (US\$/L); 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.

$$LBRA_{EH_t} = + 1,50 LBRA_{CP} - 0,36 LTX_{D_t} + 1,14 LINT_{CBOT_t} - 8,83 \quad (11)$$

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 do etanol hidratado brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,36% no preço de exportação do etanol hidratado.

O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras, corroborando com a presente pesquisa (CRUZ JR.; SILVA, 2004; TEJADA; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (11), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,50% no preço de exportação do etanol hidratado.

Também foi possível inferir, com base na Equação (11), que o aumento de 1% no preço internacional do etanol determina um aumento de 1,14% no preço de exportação do etanol. Este resultado 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.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

Tabela 7- Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o etanol hidratado

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.01522 9	---	1.021420	---	20.46785	0.1999
2	5.92215 5	---	5.988553	---	23.49651	0.1011
3	19.7855 9	0.872 2	20.10872	0.860 5	18.82422	0.2779
4	30.4293 1	0.940 2	31.01687	0.930 1	11.19585	0.7972
5	51.2803 4	0.781 3	52.51951	0.742 8	21.92023	0.1458
6	70.3281 6	0.661 9	72.28611	0.599 5	21.73845	0.1518
7	87.5664 5	0.611 4	90.28812	0.531 0	18.26274	0.3087
8	100.734 4	0.677 3	104.1270	0.587 5	14.99963	0.5247
9	118.206 0	0.629 8	122.6066	0.518 5	17.51751	0.3529
10	131.833 8	0.676 5	137.1137	0.553 2	14.77924	0.5409
11	146.613 9	0.693 0	152.9494	0.554 1	17.03988	0.3830
12	167.791 1	0.576 4	175.7876	0.405 7	22.00793	0.1429

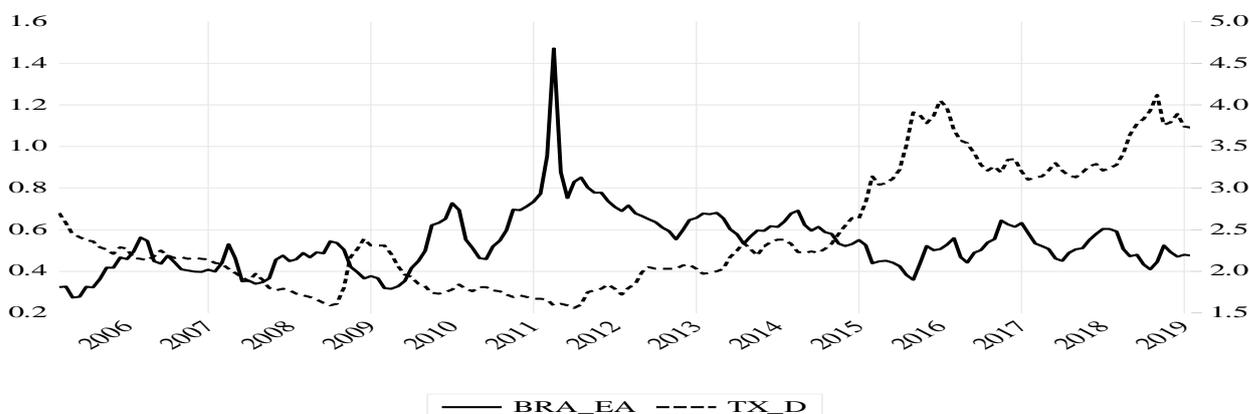
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% 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 Etanol anidro

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do etanol anidro (em US\$ /L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de março de 2005 até fevereiro de 2019.

Figura 2 – Relação entre o preço de exportação do etanol anidro (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Dólar - R\$/US\$), no período de março de 2005 até fevereiro de 2019



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

A partir da Figura 2, identificou-se que as séries apresentaram 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 8).

Tabela 8 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o etanol anidro

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	239.6225	NA	6.64e-07	-2.873445	-2.797838	-2.842751
1	1249.448	1958.077	3.62e-12	-14.99327	-14.61524	-14.83980
2	1311.569	117.4229*	2.06e-12*	-15.55572*	14.87526*	15.27948*
3	1324.577	23.95510	2.14e-12	-15.51924	-14.53635	-15.12022
4	1334.861	18.43446	2.30e-12	-15.44952	-14.16421	-14.92773

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 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluída 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 5% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen para o etanol anidro

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	51.98027**	0.0195	31.86710**	0.0132
R≤1	20.11317	0.4152	15.76555	0.2388
R≤2	4.347623	0.8736	4.347211	0.8210
R≤3	0.000412	0.9857	0.000412	0.9857

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

Tabela 10- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o etanol anidro

LBRA_EA (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CBOT (-1)	C
1,0000	-1.568369***	0.438641**	-1.190992***	9.040026
	(0.20216)	(0.19221)	(0.18439)	-
	[-7.75796]	[2.28209]	[-6.45920]	-

Nota 1: LBRA_EA = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do etanol anidro (em US\$/L); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_CBOT = logaritmo *neperiano* do preço internacional do etanol (US\$/L); 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 (12), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{EA_t} = + 1,57 LBRA_{CP} - 0,44 LTX_{D_t} + 1,19 LINT_{CBOT_t} - 9,04 \quad (12)$$

De acordo com a Equação (12), 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 etanol anidro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/US\$) ocasiona uma diminuição de 0,44% no preço de exportação do etanol

anidro. O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras já citados anteriormente, corroborando com a presente pesquisa (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL,2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (12), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,57% no preço de exportação do etanol anidro.

Também foi possível inferir, com base na Equação (12), que o aumento de 1% no preço internacional do etanol determina um aumento de 1,19% no preço de exportação do etanol anidro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados se encontram na Tabela 11.

Tabela 11-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o etanol anidro

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.73850 1	---	0.743004	---	11.38706	0.7850
2	4.96754 5	---	5.023938	---	18.79915	0.2792
3	14.3074 8	0.984 9	14.53684	0.982 9	12.40376	0.7157
4	25.3508 9	0.989 1	25.85462	0.986 7	11.65474	0.7674
5	47.9802 5	0.868 3	49.19114	0.839 2	24.51477	0.0788
6	60.9555 1	0.895 5	62.65603	0.863 9	14.45435	0.5649
7	73.4925 3	0.922 0	75.74849	0.890 1	13.03867	0.6699
8	85.2560 3	0.948 0	88.11140	0.919 3	13.05132	0.6690
9	102.578 3	0.919 9	106.4331	0.870 8	17.52047	0.3527
10	117.710 1	0.914 6	122.5411	0.853 1	15.74809	0.4707
11	138.909 9	0.833 3	145.2552	0.720 7	25.19638	0.0664
12	153.061 6	0.847 3	160.5168	0.724 9	15.05496	0.5206

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é

diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, com os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta 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 etanol hidratado e anidro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$) para os preços de exportação foi incompleto com os coeficientes para o etanol hidratado e anidro de, respectivamente, 0,36 e 0,44.

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 etanol, 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 etanol como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores devido ao 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, permitiu 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 sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman*, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

REFERÊNCIAS

AGRICULTURE AND HORTICULTURE DEVELOPMENT BOARD (AHDB). **Market Data Centre**, 2019. Disponível em: <<https://cereals.ahdb.org.uk>>. Acesso em: 22 mar. 2019.

AGÊNCIA NACIONAL DE PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEL (ANP). Disponível em: <<http://legislacao.anp.gov.br/?path=legislacao-anp/resol-anp/2013/fevereiro&item=ranp-7--2013>>. Acesso em: 17 out. 2019.

BITTENCOURT, G. M.; FONTES, R. M. O. Competitividade das exportações brasileiras de etanol. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 48., 2010, Campo Grande, MS. **Anais...** Campo Grande, MS, 2010.

BITTENCOURT, G. M.; FONTES, R. M. O.; CAMPOS, A. C. Determinantes das exportações brasileiras de etanol. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 4, p. 4-19, 2012.

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.

BRASIL. MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Balança Comercial**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>>. Acesso em: 29 mar. 2019.

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.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Preços Agropecuários. Etanol**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/etanol.aspx>>. Acesso em: 28 mar. 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.

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: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 42., 2004, Cuiabá, MT. **Anais...** Cuiabá, MT, 2004.

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, 1999, Buenos Aires. **Proceedings...** 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. et al. Análise empírica da competitividade do etanol brasileiro (1999-2016). **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, v.10, n.3, set./dez. 2018.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, v. 46, n. 6, 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.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 14 jan. 2019.

INTERNATIONAL TRADE CENTRE (ITC). **Trade Map**. Disponível em: <https://www.trademap.org>. Acesso em: 15 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**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, Oct./Dec. 1992.

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.

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: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 56., 2018, Campinas, SP. **Anais...** 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. 1, p.171-205, jan./mar. 2008

WORLD TRADE ORGANIZATION (WTO). **Tariff Analysis Online**. Disponível em: <<http://tao.wto.org>>. Acesso em: 07 out. 2019.