



Desenvolvimento em Questão

ISSN: 1678-4855

ISSN: 2237-6453

davidbasso@unijui.edu.br

Universidade Regional do Noroeste do Estado do

Rio Grande do Sul

Brasil

Transmissão da Variação da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação Brasileiros do Grão de Soja: Um Estudo Comparativo do Dólar e do Euro¹

Sangoi Copetti, Leonardo; Arruda Coronel, Daniel

Transmissão da Variação da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação Brasileiros do Grão de Soja: Um Estudo Comparativo do Dólar e do Euro¹

Desenvolvimento em Questão, vol. 18, núm. 50, 2020

Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, Brasil

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=75262392014>

DOI: <https://doi.org/10.21527/2237-6453.2020.50.166-185>

Transmissão da Variação da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação Brasileiros do Grão de Soja: Um Estudo Comparativo do Dólar e do Euro¹

TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR BRAZILIAN SOYBEAN GRAIN EXPORT PRICES: A COMPARATIVE STUDY OF DOLLAR AND EURO

Leonardo Sangoi Copetti
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Brasil
leonardocopetti@hotmail.com

DOI: <https://doi.org/10.21527/2237-6453.2020.50.166-185>
Redalyc: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=75262392014>

Daniel Arruda Coronel
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Brasil
daniel.coronel@uol.com.br

Recepção: 23 Março 2019
Aprovação: 06 Setembro 2019

RESUMO:

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do grão de soja, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos *sites* do 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 do grão de soja ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,29 e -0,33, 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: Grão de soja, Preços de exportação, *Pass-Through*.

ABSTRACT:

The aim of this work consisted in the relation exam between exchange rate variations and the Brazilian soybean grain export prices, relation defined as the *pass-through* of exchange rate, having as reference the period from January, 2000 until December, 2018. For this, we estimated two models: in dollar and in euro. The data was collected from the sites of Institute for Applied Economic Research – Ipea and World Bank. In this sense, we used instrumental of time series, especially of the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the degree of *pass-through* of the exchange rate for the soybean grain export prices occurred in a incomplete way, with the coefficient for dollar and euro of, respectively, -0.29 and -0.33, 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: Soybean grain, Export prices, *Pass-Through*.

Segundo o *United States Department of Agriculture* – Usda (2019), o Brasil é o maior exportador mundial do grão de soja, visto que na safra 2018/2019 o total exportado foi de 79,5 milhões de toneladas, o que representou 51,62% das exportações mundiais, que foram de 154 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do grão de soja exportado pelo Brasil em 2018 foi de US\$ 33,19 bilhões, o que representou 13,84% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 1.416% do faturamento das exportações desta *commodity*, observando-se que as exportações nesse ano foram de US\$ 2,19 bilhões.

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. Dessa forma, as variações na taxa de câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

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 grão de soja entre as taxas de câmbio real/dólar e real/euro, no período compreendido entre 1/2000 e 12/2018?

A partir do desenvolvimento deste estudo têm-se elementos que auxiliam na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do grão da soja, bem como para entender mais sobre como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

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 são expostos os procedimentos metodológicos esboçados; na seção seguinte os resultados são analisados e discutidos e, por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

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

Margarido, Turolla e Fernandes (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o porto de Roterdã e o Brasil, no período de julho de 1994 e setembro de 2000. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo para o Porto de Roterdã de -1,19311, indicando uma relação elástica e a transferência, mais que proporcionalmente, em torno de 119,31% das variações nos preços da soja em Roterdã para os preços domésticos no Brasil. Além disso, o coeficiente da taxa de câmbio nominal foi de -1,03867, representando que as variações na taxa de câmbio nominal são transferidas em aproximadamente 103,87% para os preços domésticos no Brasil.

Margarido, Fernandes e Turolla (2002) utilizaram o modelo de Mundlack e Larson (1992), baseado na Lei do Preço Único, com a finalidade de estimar a elasticidade de transmissão de preços entre os mercados do Brasil (preço FOB) e o porto de Roterdã (preço CIF), no período de julho de 1994 a setembro de 2001. Para isso utilizam-se de econometria de séries temporais (estacionariedade – teste ADF, causalidade de Granger, cointegração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros – VEC). Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo de -0,98148 para o porto de Roterdã, indicando que as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja 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 entre o 3º trimestre de 1994 e o 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, estimaram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Margarido, Turolla e Bueno (2007) analisaram a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeu, brasileiro, argentino e americano, no período de outubro de 1995 até outubro de 2003. Nesse sentido, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, encontraram que as variações no mercado internacional do preço da soja tendem a ser totalmente transmitidas aos preços no Brasil, no longo prazo, de modo que a elasticidade do preço de

transmissão é a unidade. Outra importante conclusão do estudo foi a de que Brasil e Argentina apresentaram-se como mercados tomadores de preços, já o porto de Rotterdã e os Estados Unidos foram apontados como formadores de preços.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004 foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores – MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%) e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de *pass-through* os autores utilizaram o filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de *pass-through* oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando *pass-through* incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga *et al.* (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de cointegração 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.

Margarido (2012) investigou a transmissão espacial de preços no mercado internacional do grão da soja de Brasil, Argentina e Rotterdã, no período de outubro de 1998 a dezembro de 2009. Para tanto, utilizou-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC, empregando o modelo de transmissão espacial de preços desenvolvido por Ravallion (1986). Como resultados, o autor identificou que as variações dos preços internacionais do grão de soja (Rotterdã) são transmitidas integralmente ao mercado brasileiro.

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 3/1999 a 2/2011. Para tanto, utilizaram-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, o aumento de 1% na taxa de câmbio

ocasiona um aumento de 0,11% no 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 por Copetti, Vieira e Coronel (2013) analisou o relacionamento da taxa de câmbio (real/euro – R\$/€) e os 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 a 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. Nos mercados brasileiro e argentino, entretanto, 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 Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, significando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o seu preço de exportação foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

Souza, Raniero 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 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
Margarido, Turola e Fernandes (2001)	Brasil	7/1994-9/2000	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-1,19311)
Margarido, Fernandes e Turola (2002)	Brasil	7/1994-9/2001	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-0,98148)
Cruz Jr. e Silva (2004)	Brasil	3º trim. / 1994-2º trim. / 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de pass-through	pass-through incompleto (-0,53)
Margarido, Turola e Bueno (2007)	Brasil, Argentina e Estados Unidos	10/1995-10/2003	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (unidade)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	1/1980-1/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de pass-through	pass-through incompleto (entre -1 e zero)
Fraga et al. (2008)	Brasil	7/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de pass-through	pass-through incompleto (-0,34)
Margarido (2012)	Brasil e Argentina	10/1998-10/2009	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão espacial de preços internacional	transmissão integral da variação dos preços internacionais do grão de soja ao mercado brasileiro
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de séries temporais/ coeficiente de pass-through	pass-through incompleto para os setores pesquisados
Copetti, Vieira e Coronel (2012)	Brasil e Argentina	3/1999-2/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de pass-through	pass-through incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira e Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	1/2003-1/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de pass-through	pass-through nulo
Souza (2018)	Brasil	1/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de pass-through	pass-through incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	1/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de pass-through	baixo coeficiente (-0,03) de pass-through 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 do grão de soja.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1) e nulo e que a transmissão de preços internacionais do açúcar aos preços domésticos comportou-se 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 grão de soja em dólar e em euro.

METODOLOGIA

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 $\left[\frac{PW}{CP/E} \right]$ 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:

$\phi_2 = 0$; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;

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

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

Procedimentos econométricos

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 (DICKKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski *et al.* (1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias.[2]

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

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

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

em que: α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal; 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:

$$\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então é possível 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.[5] 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 $u_t \sim$

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 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, tem-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:

$$\lambda_{\max}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

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).

Testes de autocorrelação

Teste de Portmanteau

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

Box e Pierce (1970) desenvolveram uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce é comparada à distribuição qui-quadrado com “ q ” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “ q ” graus de liberdade.

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

$$Q^* = T \cdot (T-2) \sum_{k=1}^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{k} \quad (11)$$

onde ### a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso $Q^* > \chi^2_{1-\alpha; q}$, sendo $\chi^2_{1-\alpha; q}$ uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância #.

Teste LM

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

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \beta_1 \hat{u}_{t-1} + \beta_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \beta_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

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

Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes *sites*: no Instituto de Economia Aplicada – Ipea (2019), para as variáveis preço de exportação do grão de soja (preço médio recebido da soja em grão pelo agricultor do Paraná, em R\$ por saca 60 kg, transformado em dólar por toneladas – US\$/toneladas e em euro por toneladas – €/tonelada), custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA – DI, as taxas de câmbio nominal (em real/dólar – R\$/US\$ e em real/euro – R\$/€); e no World Bank (2019) para a variável preço internacional do grão de soja (grão de soja, número 2, preço CIF em Roterdã). O período analisado foi o de janeiro/2000 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 228 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 grão de soja em dólar	LBRA_SGD
Log preço de exportação do grão de soja em euro	LBRA_SGE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio real/euro	LBRA_E
Log preço internacional do grão de soja em dólar	LINT_SGD
Log preço internacional do grão de soja em euro	LINT_SGE

Fonte: Organização dos autores.

Na seção seguinte será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o grão de soja estimados em dólar e em euro.

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

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

Tabela 2 – Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do grão de soja (em US\$/toneladas e em €/toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€) e preços internacionais do grão de soja (US\$/toneladas e €/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SGD	constante	-1.921503	ns	constante	1.403577	***
LBRA_SGE	constante	-1.963875	ns	constante	1.510005	***
LBRA_CP	constante	-2.199909	ns	constante	1.901491	***
LBRA_D	constante	-1.348579	ns	constante	0.457308	*
LBRA_E	constante	-1.856183	ns	constante	0.681918	**
LINT_SGD	constante	-1.857404	ns	constante	1.306875	***
LINT_SGE	constante	-1.925059	ns	constante	1.472334	***

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2 observa-se que todas as séries não foram estacionárias em nível, com 5% de significância para o teste ADF, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Já para o teste KPSS, as séries da taxa de câmbio (R\$/US\$ e R\$/€) foram estacionárias em nível, respectivamente, com 10% e 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do grão de soja (em US\$/toneladas e em €/toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do grão de soja (US\$/toneladas e €/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

TABELA 3 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA APLICADOS NAS SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO GRÃO DE SOJA (EM US \$/TONELADAS E EM €/TONELADAS), CUSTO DE PRODUÇÃO, TAXAS DE CÂMBIO NOMINAL (R\$/ US\$ E R\$/ €) E PREÇOS INTERNACIONAIS DO GRÃO DE SOJA (US\$/TONELADAS E €/TONELADAS) NO PERÍODO DE JANEIRO DE 2000 A DEZEMBRO DE 2018

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SGD	constante	-10.13462	***	constante	0.107344	ns
LBRA_SGE	constante	-11.44475	***	constante	0.060418	ns
LBRA_CP	constante	-6.411110	***	constante	0.325420	ns
LBRA_D	constante	-9.965397	***	constante	0.134717	ns
LBRA_E	constante	-11.33721	***	constante	0.093503	ns
LINT_SGD	constante	-11.87678	***	constante	0.128123	ns
LINT_SGE	constante	-13.25732	***	constante	0.064572	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 grão de soja.

Grão de soja em dólar

Na Figura 1 é possível identificar a evolução do preço de exportação do grão de soja (em US\$/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

Figura 1 – Relação entre preço de exportação do grão de soja (em US\$/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

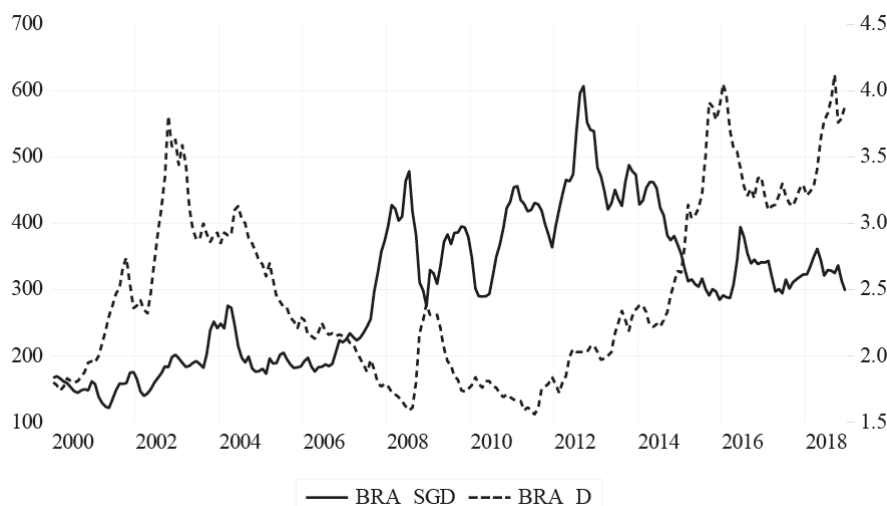


FIGURA 1

– Relação entre preço de exportação do grão de soja em US\$/toneladas e a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de 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. É possível, contudo, 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 grão de soja em dólar

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	289.1284	NA	9.21 e-07	-2.545790	-2.484867	-2.521198
1	1914.734	3178.640	5.28 e-13	-16.91727	-16.61266	-16.79431
2	2023.485	208.7637	2.31 e-13*	-17.74541 *	-17.19711 *	-17.52408 *
3	2030.020	12.31097	2.51 e-13	-17.66089	-16.86890	-17.34121
4	2045.725	29.02557 *	2.52 e-13	-17.65826	-16.62258	-17.24021

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 identificar o número de defasagens ótimas a incluir no VAR. Seleccionaram-se 4 (quatro) defasagens como forma de melhor ajuste no modelo, pois com 2 (duas) defasagens, o modelo apresentou autocorrelação nos resíduos, indicando não ajustamento, que, segundo Greene (2008), pode estar relacionado a variáveis que deveriam ser acrescentadas no modelo econométrico. Ainda nesta perspectiva, para Barros e Souza (1995), isso significa que devem ser incluídas defasagens adicionais nas variáveis já presentes no modelo.

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

Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja em dólar

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	56.83078**	0.0360	30.92724**	0.0485
R≤1	25.90354	0.3324	14.16933	0.5720
R≤2	11.73420	0.3292	9.299422	0.4649
R≤3	2.434782	0.1187	2.434782	0.1187

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 grão de soja em dólar

LBRA_SGD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SGD (-1)	@TREND (00M01)	C
1,0000	0.892629 ***	-0.293854 ***	-1.436282 ***	-0.003864	-1.878558
	(0.17474)	(0.08471)	(0.09607)	-	-
	[5.10841]	[-3.46879]	[-14.9497]	-	-

Nota 1: LBRA_SGD = logaritmo neperiano do preço de exportação do grão de soja em dólar (US\$/toneladas); LBRA_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_SGD = logaritmo neperiano do preço internacional do grão de soja (US\$/toneladas); @TREND(00M01) = tendência; 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 (13) é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_SGD_t = -0,89 LBRA_CP + 0,29 LBRA_D + 1,44 LINT_SGD_t + 0,004 @TREND(00M01) + 1,88 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do grão de soja brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,29% no preço de exportação do grão de soja.

Os estudos remontados na literatura revisada, que também encontraram um *pass-through* incompleto em relação ao grão de soja e os coeficientes estimados, foram de Fraga *et al.* (2008), -0,34, e Copetti, Vieira e Coronel (2012), -0,11. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (CRUZ JR.;

SILVA, 2004, TEJADA; SILVA, 2008, CORREA, 2012; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,89% no preço de exportação do grão de soja em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do grão de soja em dólar determina um aumento de 1,44% no preço de exportação do grão de soja em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. Outros estudos revisados sobre elasticidade de transmissão de preço também corroboraram este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional ao mercado brasileiro (MARGARIDO; TUROLLA; FERNANDES, 2001; MARGARIDO; FERNANDES; TUROLLA, 2002; MARGARIDO, TUROLLA; BUENO, 2007; MARGARIDO, 2012).

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 grão de soja em dólar

Teste de Portmanteau			Teste LM			
Defasagens	Est. Q	p-valor	Est Ajust. Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.246926	---	0.248039	---	8.466544	0.9337
2	0.908250	---	0.915348	---	12.66032	0.6974
3	2.292560	---	2.318534	---	17.53954	0.3515
4	6.908754	---	7.019042	---	15.69293	0.4746
5	15.68193	0.9703	15.99344	0.9659	11.84716	0.7544
6	20.50581	0.9990	20.95070	0.9988	5.858304	0.9896
7	39.12890	0.9831	40.17731	0.9770	19.52727	0.2423
8	59.75070	0.9147	61.56644	0.8848	22.77441	0.1199
9	73.50694	0.9218	75.90121	0.8877	14.86828	0.5343
10	95.55435	0.7984	98.98371	0.7210	22.71289	0.1216
11	114.8716	0.7095	119.3032	0.6024	21.03467	0.1772
12	122.0252	0.8607	126.8637	0.7796	7.937707	0.9507

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até 12 defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Grão de soja em euro

Na Figura 2 é possível identificar a evolução do preço de exportação do grão de soja (em €/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

Figura 2 – Relação entre o preço de exportação do grão de soja (em €/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Euro – R\$/€), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

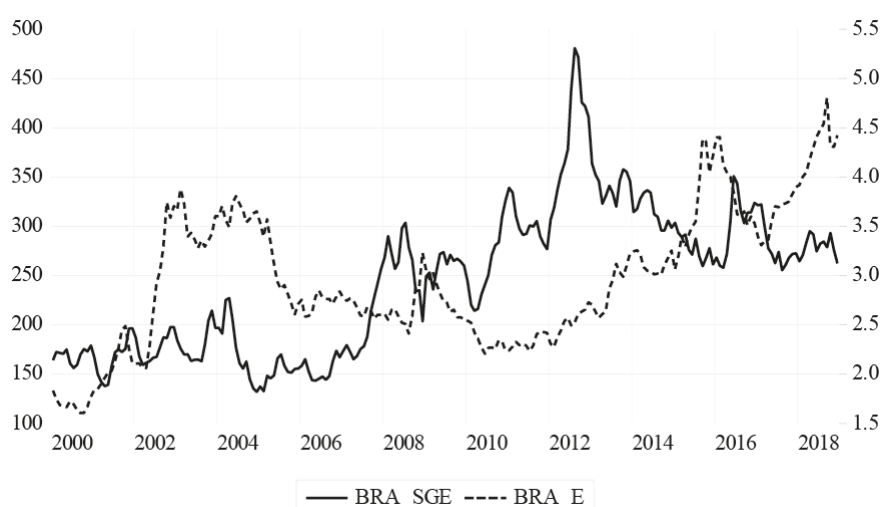


FIGURA 2

– Relação entre o preço de exportação do grão de soja em toneladas e a taxa de câmbio nominal Real Euro – R\$ no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

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

A partir da Figura 2 identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. É possível, contudo, 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 grão de soja em euro

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1910.010	NA	5.32e-13	-16.91081	-16.66712	-16.81244
2	2008.282	189.5249	2.55e-13*	-17.64538*	-17.15800*	-17.44865*
3	2013.417	9.718592	2.81e-13	-17.54836	-16.81730	-17.25327
4	2028.229	27.50754*	2.84e-13	-17.53775	-16.56300	-17.14430

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 ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro 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% (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 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja em euro

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	73.03719***	0.0070	40.07260***	0.0043
R≤1	32.96459	0.3382	17.37864	0.4264
R≤2	15.58595	0.5261	11.58048	0.4552
R≤3	4.005473	0.7413	4.005473	0.7413

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 1%.

Tabela 10 – Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o grão de soja em euro

LBRA_SGE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SGE (-1)	@TREND (00M01)	C
1,0000	0.768381 ***	-0.326142 ***	-1.473076 ***	-0.002865***	-1.022804
	(0.15949)	(0.08603)	(0.09187)	(0.00077)	-
	[4.81763]	[-3.79102]	[-16.0341]	[-3.71995]	-

Nota 1: LBRA_SGE = logaritmo neperiano do preço de exportação do grão de soja em euro (em €/toneladas); LBRA_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/€); LINT_SGE = logaritmo neperiano do preço internacional do grão de soja em euro (€/toneladas); @TREND(00M01) = tendência; 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 (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_SGE_t = -0,77 LBRA_CP + 0,33 LBRA_E + 1,47 LINT_SGE_t + 0,003 @TREND(00M01) + 1,02 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do grão de soja em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/€) ocasiona um aumento de 0,33% no preço de exportação do grão de soja em euro. O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras já citados anteriormente tanto para o grão de soja quanto para outros produtos e setores, corroborando a presente pesquisa (CRUZ JR.; SILVA, 2004; TEJADA; SILVA, 2008; FRAGA *et al.*, 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO; ROSA, 2018; SOUZA, 2018). Por outro lado, este resultado difere do realizado por Copetti; Vieira e Coronel (2013), que também utilizaram as séries de preços cotadas em euro e a taxa de câmbio (R\$/€), encontrando um coeficiente de *pass-through* nulo, indicando que a taxa de câmbio (R\$/€) não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja (em €/toneladas), porém destaca-se que o período de análise por estes autores foi distinto do adotado na presente pesquisa.

Ainda, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,77% no preço de exportação do grão de soja em euro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% no preço internacional do grão de soja em euro determina um aumento de 1,47% no preço de exportação do grão de soja em euro brasileiro.

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

Tabela 11 – Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão de soja em euro

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust. Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.497907	---	0.500130	---	24.12967	0.0867
2	5.776659	---	5.826225	---	20.36285	0.2043
3	23.40222	0.7578	23.68997	0.7441	23.97872	0.0900
4	37.13286	0.7915	37.66913	0.7727	15.31508	0.5017
5	50.61208	0.8260	51.45470	0.8031	14.49369	0.5620
6	59.30625	0.9329	60.38706	0.9184	9.076653	0.9102
7	77.59528	0.8747	79.26335	0.8442	18.59788	0.2901
8	102.5695	0.6551	105.1583	0.5863	26.10405	0.0526
9	119.4844	0.6224	122.7780	0.5395	18.12824	0.3164
10	142.2521	0.4546	146.6046	0.3561	24.15499	0.0862
11	160.5846	0.4058	165.8795	0.2983	19.47728	0.2447
12	169.9696	0.5509	175.7932	0.4265	9.645519	0.8845

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até 12 defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do grão de soja foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,29 e -0,33.

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 grão de soja, 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 grão de soja, 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. Assim sendo, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em subperíodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman*, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

REFERÊNCIAS

- BARROS, M.; SOUZA, R. C. *Regressão dinâmica*. Núcleo de Estatística Computacional. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1995.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1.509-1.526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- 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 On-line*, Recife, v. 8, n. 3, p. 113-132, jul./set. 2012.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. 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*, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013.
- 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. *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. 1.057-1.073, 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.; SANSO, A. *Exchange rate pass-through*: the case of Brazilian exports of manufactures. In: WORLD CONGRESS OF THE INTERNATIONAL ECONOMIC ASSOCIATION, 2., 1999, 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.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1.303-1.310, nov. 1978.
- GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6. ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 14 jan. 2019.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- KWIAKOWSKI, D. *et al.* Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, p. 159-178, 1992.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa & Debate*, SP, v. 12, n. 2(20), p. 5-40, 2001.
- MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 49, p. 71-85, 2002.

- MARGARIDO, M. A.; TUROLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 17, n. 2, p. 241-270, 2007.
- MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 281-303, 2012.
- MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.
- MDIC. Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Balança Comercial*. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 1º mar. 2019.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.
- RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.
- 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. *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.
- USDA. United States Department of Agriculture. *Custom Query*. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>. Acesso em: 3 jan. 2019.
- WORLD BANK. *World Bank Commodity Price Data*. Disponível em: pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx. Acesso em: 1º mar. 2019.

Apêndice

NOTAS

- 1 Este artigo faz parte de uma pesquisa a qual visa a estudar a relação entre variações cambiais em dólar e em euro e os preços de exportação brasileiros do grão, farelo e óleo de soja e conta com o apoio do CNPq, por meio da chamada Universal-2018.
- 2 Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008).
- 3 Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d, b)$.