

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DO ÓLEO DE SOJA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO¹

Leonardo Sangoi Copetti - leonardocopetti@hotmail.com
Daniel Arruda Coronel - daniel.coronel@uol.com.br

* Submissão em: 25/04/2019 | Aceito em: 23/09/2019

RESUMO

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais nos preços de exportação brasileiros do óleo 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 óleo de soja ocorreu de forma incompleta no modelo do dólar, com o coeficiente de -0,16, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação. Já para o modelo em euro, o coeficiente de *pass-through* foi nulo, representando que as variações da taxa de câmbio afetam apenas o *mark-up* do exportador.

Palavras-chave: Óleo de soja. Preços de Exportação. *Pass-Through*.

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

ABSTRACT

The aim of this work consisted of the exam of the relation between the exchange rate variations and the Brazilian export prices of soybean oil, relation defined as the *pass-through* of the exchange rate, having as reference the period from January, 2000 to December, 2018. For this, we estimated two models: one in dollar and another one in euro. The data was collected in the sites of Institute for Applied Economics Research – IPEA and of the WORLD BANK. In this sense, we used the instrumental of the time series, specially the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the *pass-through* degree of the exchange rate for the export prices of soybean oil occurred in an incomplete way in the dollar model, with the coefficient of -0.16, representing that depreciations of exchange rates do not translate themselves in significant gains of competitiveness, since that they do not reduce expressively the export prices. Yet, for the euro model, the coefficient of *pass-through* was null, representing that the variations of exchange rate affect only the *mark-up* of the exporter.

Keyword: Soybean oil; Export Prices; *Pass-Through*.

1 INTRODUÇÃO

Segundo o United States Department of Agriculture – USDA (2019), o Brasil representa o segundo maior exportador mundial do óleo de soja, uma vez que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 1,35 milhões de toneladas, o que representou 11,93% das exportações mundiais que foram de 11,32 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do óleo de soja exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 957 milhões, o que representou 0,40% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 220% do faturamento das exportações da commodity, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 299 milhões.

Para Freitas & Massuquetti (2013), as exportações brasileiras do óleo de soja, mesmo apresentando competitividade, tiveram redução desta entre os anos de 1996 a 2010. Dentre os motivos citados pelos autores estão a implantação da Lei Kandir, em 1996, que desonerou as exportações do grão de soja e fez com que os exportadores privilegiassem este em contrapartida ao farelo e óleo de soja, e apreciação cambial ocorrida em 2010, que encareceu o produto agrícola brasileiro no mercado internacional, tirando a competitividade do país e prejudicando a renda do produtor rural.

Segundo Ferreira & Sanso (1999), países com industrialização tardia 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.

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 óleo de soja entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro no período compreendido entre 01/2000 a 12/2018?

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 óleo de soja, bem como no entendimento de 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 seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e, por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

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

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois sub-períodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram que havia um coeficiente de *pass-through* incompleto e que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Margarido, Turolla & Fernandes (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam 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 Rotterdam de -1,19311, indicando que existia uma relação elástica e que as variações nos preços da soja em Rotterdam são transferidas mais que proporcionalmente, em torno de 119,31% para os preços domésticos no Brasil. Além disso, o coeficiente da taxa de câmbio nominal foi de -1,03867, indicando que as variações na taxa de câmbio nominal são transferidas em 103,87% para os preços domésticos no Brasil.

Margarido, Fernandes & 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 Rotterdam (preço CIF), no período de julho de 1994 a setembro de 2001. Neste sentido, 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 Rotterdam, indicando que as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja no mercado brasileiro.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como *proxy* para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizado série de preços de importação de *commodities* dos Estados Unidos. Para tanto, utilizam-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.

Margarido, Turolla & Bueno (2007) analisaram a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos, no período de outubro de 1995 até outubro de 2003. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, constataram 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 Rotterdam 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 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 o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, o que representa um *pass-through* incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

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 um coeficiente de *pass-through* para a indústria do açúcar de -0,51, indicando que as variações cambiais exercem influência parcial sobre os preços de exportação do setor.

Margarido (2012) investigou a transmissão espacial de preços no mercado internacional do grão da soja de Brasil, Argentina e Rotterdam, 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 (Rotterdam) são transmitidas integralmente ao mercado brasileiro.

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

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira & Coronel (2013) 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, no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), do teste de cointegração de Johansen e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente -0,65 indicou que há influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e que a variação de 1% na taxa de câmbio produz uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de

Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, o que indica 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. Os autores usaram o instrumental 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, em dólares e em reais, do açúcar, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

Na Figura 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

Autores	País / países	Período	Produtos	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Margarido, Turolla & Fernandes (2001)	Brasil	07/1994-09/2000	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-1,19311)
Margarido, Fernandes & Turolla (2002)	Brasil	07/1994-09/2001	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-0,98148)
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Margarido, Turolla & 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	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)

Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
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/ indústria do açúcar	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,51) para a indústria do açúcar
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 (-0,11)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
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, Raniero 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

Figura 1 - Síntese dos estudos empíricos
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 da 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 aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos.

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:

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

em que; P^*X é o preço de exportação em moeda estrangeira; (CP/E) é o 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:

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

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:

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

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos à $\ln(CP/E)$ 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:

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

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

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

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

3.2 PROCEDIMENTOS ECONÔMÉTRICOS

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 estacionárias¹.

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

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

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 identicamente e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens

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

utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

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

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

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

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

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada². 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

³Engle 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 $X_t \sim CI(d, b)$.

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 :

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

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

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

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

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:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

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:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

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

3.2.3 TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

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

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce, $Q = T \cdot \sum_{k=1}^q \rho_k^2$, 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), conhecido como teste de Box-Pierce modificado, também é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “ n ” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “ n ” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

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

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

3.2.3.2 TESTE LM

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

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

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

3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis preço de exportação do óleo de soja (preço médio do óleo bruto de soja vendido no atacado no Paraná, em R\$ por toneladas, 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 óleo de soja (óleo de soja, preço FOB na Holanda, em Dólar por toneladas - US\$/toneladas e transformada em Euro por toneladas - €/toneladas). 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 que foram estimadas no modelo.

Tabela 1 -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do óleo de soja em dólar	LBRA_SOD
Log preço de exportação do óleo de soja em euro	LBRA_SOE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LBRA_E
Log preço internacional do óleo de soja em dólar	LINT_SOD
Log preço internacional do óleo de soja em euro	LINT_SOE

Fonte: Organização dos autores

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

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

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 óleo de soja (em US\$/toneladas e em € /toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do óleo 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_SOD	constante	-1.836935	ns	constante	1.006150	***
LBRA_SOE	constante	-1.934422	ns	constante	1.041028	***
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_SOD	constante	-1.836935	ns	constante	1.006150	***
LINT_SOE	constante	-2.136871	ns	constante	1.313147	***

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 5% de significância.

Tabela 3- Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do óleo de soja (em US\$/toneladas e em € /toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do óleo 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_SOD	constante	-10.57438	***	constante	0.098106	ns
LBRA_SOE	constante	-11.88041	***	constante	0.063229	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_SOD	constante	-10.81309	***	constante	0.186002	ns
LINT_SOE	constante	-12.09996	***	constante	0.128739	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 óleo de soja.

3.1 ÓLEO DE SOJA EM DÓLAR

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

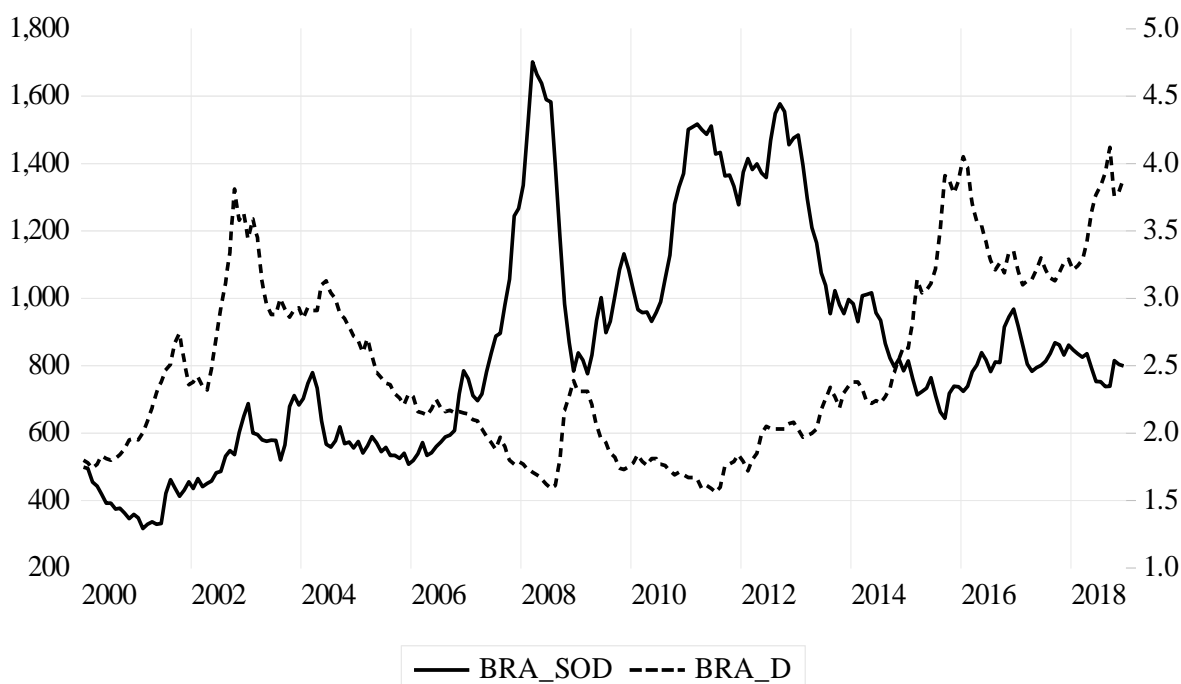


Figura 2- Relação entre o preço de exportação do óleo de soja (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

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

A partir da Figura 2, 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 óleo de soja em dólar

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1910.593	NA	5.29e-13	-16.91601	-16.67232	-16.81764
2	2021.837	214.5431	2.26e-13	-17.76641	-17.27903*	-17.56968*
3	2038.300	31.16219	2.25e-13	-17.77054	-17.03947	-17.47545
4	2061.272	42.66123*	2.12e-13*	-17.83279*	-16.85803	-17.43933

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, é possível identificar o número de defasagens ótimas a incluir no VAR, então selecionaram-se 3 (três) defasagens como forma de melhor ajuste 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 óleo de soja em dólar

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	61.52659**	0.0127	34.07135**	0.0193
R≤1	27.45524	0.2544	13.13949	0.6655
R≤2	14.31575	0.1698	12.55426	0.2062
R≤3	1.761488	0.1844	1.761488	0.1844

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 óleo de soja em dólar

LBRA_SOD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SOD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	1.027079***	-0.157115**	-1.337931***	-0.004028	-3.431009
	(0.18021)	(0.07445)	(0.07493)	-	-
	[5.69935]	[-2.11044]	[-17.8559]	-	-

Nota 1: LBRA_SOD = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do óleo 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 óleo 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.

$$LBRA_{SOD_t} = -1,03 LBRA_{CP} + 0,16 LBRA_D + 1,34 LINT_{SOD_t} + 0,004 @TREND(00M01) + 3,43 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do óleo de soja em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ US\$) ocasiona um aumento de 0,16% no preço de exportação do óleo de soja em dólar.

Os estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram ao resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999; 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 (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 1,03% no preço de exportação do óleo de soja em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do óleo de soja em dólar determina um aumento de 1,34% no preço de exportação do óleo de soja nessa mesma moeda. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, de acordo com Mundlack e Larson (1992), ou seja, 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 para este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional da soja ao mercado brasileiro (MARGARIDO, TUROLLA E FERNANDES, 2001; MARGARIDO, FERNANDES ; TUROLLA, 2002; MARGARIDO, TUROLLA ; BUENO, 2007; e 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 óleo de soja em dólar

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.343620	---	1.349645	---	20.39547	0.2029
2	2.508935	---	2.525459	---	14.54371	0.5583
3	9.879123	---	9.995695	---	20.64212	0.1927

4	25.56286	0.5971	25.96459	0.5750	22.12298	0.1393
5	40.67351	0.6150	41.42023	0.5828	17.24726	0.3698
6	49.74330	0.8248	50.73965	0.7972	10.36258	0.8470
7	66.67471	0.7688	68.21724	0.7256	19.40011	0.2485
8	84.67815	0.6933	86.88747	0.6311	19.32572	0.2521
9	105.2170	0.5579	108.2860	0.4742	21.82567	0.1489
10	114.0769	0.7275	117.5600	0.6457	9.641490	0.8847
11	129.4698	0.7276	133.7478	0.6328	16.86536	0.3944
12	145.7092	0.7116	150.9065	0.6001	18.46670	0.2973

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.

3.2 ÓLEO DE SOJA EM EURO

Na Figura 3, é possível identificar a evolução do preço de exportação do óleo de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

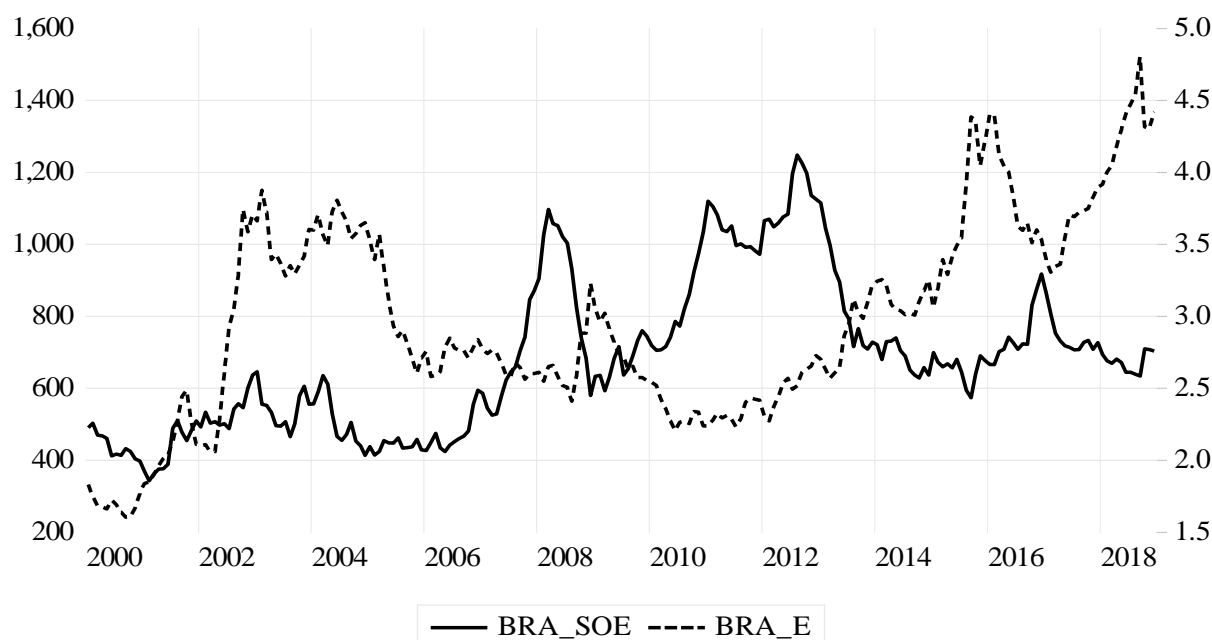


Figura 3 – Relação entre o preço de exportação do óleo de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

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

A partir da Figura 3, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

Tabela 8 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o óleo de soja em euro

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	358.2916	NA	4.97e-07	-3.163318	-3.102396	-3.138727
1	1926.916	3067.221	4.74e-13	-17.02603	-16.72142	-16.90308
2	2022.453	183.3967	2.33e-13	-17.73619	-17.18789*	-17.51486*
3	2041.949	36.73011	2.26e-13	-17.76740	-16.97542	-17.44772
4	2061.545	36.21723*	2.19e-13*	-17.79951*	-16.76383	-17.38146

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

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 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 óleo de soja em euro

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	73.75896***	0.0059	38.77049***	0.0066
R≤1	34.98847	0.2456	18.24855	0.3585
R≤2	16.73992	0.4346	11.83888	0.4303

$R \leq 3$ 4.901035 0.6106 4.901035 0.6106

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), somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/€) foi não significativo ao nível de 10%, e os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 10- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o óleo de soja em euro

LBRA_SOE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SOE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.705673***	-0.081704ns	-1.342743***	-0.002440***	-1.751223
	(0.15236)	(0.06788)	(0.06456)	(0.00065)	-
	[4.63157]	[-1.20359]	[-20.7989]	[-3.77095]	-

Nota 1: LBRA_SOE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do óleo de soja em euro (em €/toneladas); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LBRA_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT_SOE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do óleo 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.

$$LBRA_SOE_t = -0,71 LBRA_CP + 1,34 LINT_SOE_t + 0,002 @TREND(00M01) + 1,75$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ €) não exerce influência sobre o preço de exportação do óleo de soja em euro.

O estudo de Copetti, Vieira & Coronel (2013) remontado na literatura revisada também encontrou um coeficiente de *pass-through* nulo, porém para o grão de soja. Além disso, este resultado de um *pass-through* nulo também foi corroborado pelo estudo de Souza (2018) em relação algodão.

Ainda, de acordo com a Equação (14), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,71% no preço de exportação do óleo de soja em euro.

Também é possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do óleo de soja em euro determina um aumento de 1,34% no preço de exportação do óleo de soja nessa mesma moeda.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção 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 óleo de soja em euro

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.682480	---	0.685555	---	17.55949	0.3503
2	2.791143	---	2.813300	---	15.89494	0.4603
3	4.771834	---	4.821000	---	16.91306	0.3912
4	7.156943	---	7.249674	---	13.21980	0.6566
5	21.29277	0.8483	21.70972	0.8320	19.39677	0.2486
6	34.84170	0.8626	35.63328	0.8399	15.42159	0.4940
7	51.45613	0.8030	52.78613	0.7639	19.84196	0.2274
8	63.89492	0.8573	65.68776	0.8175	13.77326	0.6156
9	82.96168	0.7627	85.55639	0.6956	20.40174	0.2027
10	95.18039	0.8246	98.34875	0.7583	13.59368	0.6290
11	109.7126	0.8332	113.6350	0.7578	15.57900	0.4827
12	122.1091	0.8727	126.7365	0.7995	14.05234	0.5948

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do óleo 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 dólar para os preços de exportação do farelo de soja foi incompleto com o coeficiente de -0,16. Já o pass-through da taxa de câmbio em euro foi nulo.

A partir disso, pode-se inferir, com base no coeficiente de pass-through em dólar, que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação. Já para o coeficiente de pass-through em euro, as variações na taxa de câmbio não exerceram influência sobre o preço de exportação e nível de competitividade, apenas atuam no mark-up do exportador.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos e nulos sobre a competitividade do óleo de soja, cabe um enfoque sobre outros 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 de óleo de soja como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais. Fatores esses para os quais se sugere um maior aprofundamento em pesquisas futuras, como forma de possibilitar um diagnóstico mais detalhado do comportamento dos preços de exportação no mercado internacional.

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 a 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

- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. **Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models**. Journal of the American Statistical Association, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. **Custos e Agronegócios Online**, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; 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: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.

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

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

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

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

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

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

FREITAS, G. S.; MASSUQUETTI, A. A Competitividade e o Grau de Concentração das Exportações do Complexo Soja do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos da América no Período 1995/2010. **Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental – REGET**, Santa Maria. v. 16 n.16., p. 3113- 3133, 2013.

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



MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa & Debate**, SP, volume 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.; TUROLLA, 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: 01 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: Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

USDA – United States Department of Agriculture. **Custom Query**. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>

Acesso em: 03 jan. 2019.

WORLD BANK. **World Bank Commodity Price Data**. Disponível em:

<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

Acesso em: 01 mar. 2019.