

Pass-through das exportações do farelo de soja^{1,2}

Leonardo Copetti³
Daniel Arruda Coronel⁴

Resumo – O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços brasileiros de exportação do farelo 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. Estimaram-se modelos em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Ipea e do World Bank. 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 farelo de soja foi nulo para o dólar e o euro, indicativo de que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

Palavras-chave: competitividade, taxa de câmbio, transmissão de preços.

Pass-through of soybean bran exports

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 bran, 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 models in dollar and euro. The data were 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 bran was null for dollar and euro, representing that the exchange rate variations do not translate themselves in gains of competitiveness, affecting only the mark-up of the exporter.

Keywords: competitiveness, exchange rate, transmission of prices.

¹ Original recebido em 25/4/2019 e aprovado em 4/9/2019.

² Este artigo faz parte de uma pesquisa sobre a relação entre variações cambiais em dólar e em euro e os preços brasileiros de exportação do grão, do farelo e do óleo de soja e conta com aporte do CNPq, Edital Universal-2018.

³ Mestre em Administração e membro do grupo de pesquisa de Economia e Finanças da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

⁴ Doutor em Economia Aplicada, professor associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM), bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Introdução

Segundo o United States Department of Agriculture (USDA, 2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de farelo de soja – na safra 2018–2019, o total exportado foi de 15 milhões de toneladas, ou 22,39% das exportações mundiais, que foram de 67 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Brasil, 2019), o total de farelo de soja exportado pelo Brasil em 2018 foi de US\$ 6,70 bilhões, ou 2,79% das exportações totais do País. Em comparação com 2000, houve incremento de 309% no faturamento das exportações da commodity, sendo de US\$ 1,64 bilhões as exportações nesse ano.

Para Freitas & Massuquetti (2013), as exportações brasileiras de farelo de soja, mesmo competitivas, caíram em 1996–2010. Entre os motivos citados pelos autores estão a implantação da Lei Kandir, em 1996, que desonerou as exportações do grão de soja, e a apreciação cambial, em 2010, que encareceu o produto agrícola brasileiro no mercado internacional.

Segundo Ferreira & Sansó (1999), países com industrialização tardia, como o Brasil, são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Dessa forma, as variações da taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Assim, esta pesquisa busca responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação de farelo de soja entre as taxas de câmbio real/dólar e real/euro no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018?

Este estudo traz elementos que ajudam a compreender a magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado de farelo de soja, bem como entender como a política econômica e cambial pode impactar a competitividade do exportador brasileiro.

Transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro

Ferreira & Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos: de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para isso, usaram a econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. No período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram um coeficiente de *pass-through* incompleto, e as variações da taxa de câmbio influenciavam parcialmente os preços de exportação. Já no subperíodo de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo de zero, indicando que as variações da 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 dos preços internacionais. Os autores sugerem que esse resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros de não alterarem seus preços em moeda estrangeira, por causa da extrema instabilidade cambial que caracterizou o período. Dessa forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças da taxa de câmbio, percebidas como transitórias.

Margarido et al. (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam e o Brasil, de julho de 1994 a setembro de 2000, usando a 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, indicativo de que havia uma relação elástica e que as variações dos preços da soja em Rotterdam são transferidas mais do 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 da taxa de câmbio nominal são transferidas em 103,87% para os preços domésticos no Brasil.

Margarido et al. (2002) usaram o modelo de Mundlack & 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), de julho de 1994 a setembro de 2001. Usando a econometria de séries temporais (estacionariedade - teste ADF, causalidade de Granger, cointegração de Johansen e modelo VEC), 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.

Margarido et al. (2007) analisaram a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos, de outubro de 1995 a outubro de 2003. Com a econometria de séries temporais e do modelo VEC, 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 foi a de que Brasil e Argentina se apresentaram como mercados tomadores de preços; já o Porto de Rotterdam e os Estados Unidos foram apontados como formadores de preços.

Margarido (2012) investigou a transmissão espacial de preços no mercado internacional do grão da soja de Brasil, Argentina e Rotterdam, de outubro de 1998 a dezembro de 2009. Com a econometria de séries temporais e do modelo VEC, e empregando o modelo de transmissão espacial de preços desenvolvido por Ravallion (1986), o autor identificou que as variações dos preços internacionais do grão de soja (Rotterdam) são transmitidas integralmente ao mercado brasileiro.

Bender Filho et al. (2013) investigaram a relação entre variações cambiais e preços de exportação dos produtos do complexo soja brasileiro, de janeiro de 1999 a novembro de 2011, com cotações mensais. As variáveis utilizadas foram os preços médios de exportação da soja em grão, do farelo e do óleo (US\$/t) no Porto de Paranaguá; o Índice de Preços ao Produtor Amplo – Agropecuária; a taxa de câmbio nominal – média do período (R\$/US\$); e os preços médios internacionais da soja em grão, do farelo e do óleo (US\$/t) em Chicago. Com a econometria de séries temporais e do modelo VEC, os autores estimaram os coeficientes de *pass-through* incompletos para a soja em grão (0,1585), farelo (-0,5337) e óleo de soja (-0,2650), indicando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, pois não diminuem expressivamente os preços de exportação em moeda estrangeira.

Copetti et al. (2013) analisaram o relacionamento da taxa de câmbio (R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (€/t), de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Usando testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo VEC, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indicou que a taxa de câmbio (U\$/€) influencia parcialmente o preço de exportação do grão de soja (€/t) e que a variação de 1% na taxa de câmbio produz 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 exerceu 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 VEC 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 foi nulo, o que indica que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa commodity.

A Tabela 1 mostra uma síntese dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

Os estudos acima revelaram que o Brasil exibiu um coeficiente de *pass-through* nulo e incompleto nas exportações e que a transmissão de preços internacionais da soja aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. Esta pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações de farelo 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 forma

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

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 o *mark-up*.

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

$$(1 + \lambda) = [PW / (CP / E)]^\alpha \quad (2)$$

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

Substituindo (2) em (1) e aplicando o logaritmo neperiano, 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 a versão não restrita da equação 3, em que não se exige que a soma dos coeficientes relativos a $\ln(CP / E)$ e $\ln PW$ seja igual a 1 e em que 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 desse 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.
- 3) $-1 < \phi_2 < 0$ 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 usou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (Dickey & Fuller, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (Kwiatkowski et al., 1992).

Tabela 1. Síntese dos estudos empíricos.

Autor	País	Período	Produto	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
Ferreira & Sansó (1999)	Brasil	3/1978– 4/1996	Produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass- through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto
Margarido et al. (2001)	Brasil	7/1994– 9/2000	Grão de soja	Modelo VEC/ elasticidade de transmissão de preços internacional	Coefficiente elástico (-1,19311)
Margarido et al. (2002)	Brasil	7/1994– 9/2001	Grão de soja	Modelo VEC / elasticidade de transmissão de preços internacional	Coefficiente elástico (-0,98148)
Margarido et al. (2007)	Brasil, Argentina e Estados Unidos	10/1995– 10/2003	Grão de soja	Modelo VEC / elasticidade de transmissão de preços internacional	Coefficiente elástico (unidade)
Margarido (2012)	Brasil e Argentina	10/1998– 10/2009	Grão de soja	Modelo VEC / elasticidade de transmissão espacial de preços internacional	Transmissão integral da variação dos preços internacionais do grão de soja ao mercado brasileiro
Bender Filho et al. (2013)	Brasil	1/1999– 11/2011	Grão, farelo e óleo de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass- through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto para a soja em grão (0,1585), farelo (-0,5337) e óleo (-0,2650)
Copetti et al. (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	1/2003– 1/2012	Grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass- through</i>	<i>Pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	1/2002– 12/2016	Milho e algodão	Modelo VEC / Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass- through</i>	<i>Pass-through</i> nulo para o algodão

Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são estacionárias⁵.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (Enders, 1995):

⁵ Um processo estocástico é estacionário quando sua média e 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).

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

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

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 admite ser independente e identicamente distribuído. Para determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, adotou-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 ; 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 aceitar ou se rejeitar 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):

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

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

$H_0 : \gamma = 0$, a série é estacionária.

$H_a : \gamma \neq 0$, a série é não estacionária.

Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária delas, então po-

de-se 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 analisada⁶. 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 seu uso não é limitado pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento usa a 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 autorregressivo (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 $u_t \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$.

Ainda conforme Harris (1995), a equação 7 pode ser reparametrizada em termos de um modelo 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 prazos a mudanças de z_t , via estimativas de Γ_i e Π , respectivamente, com $\Pi = \alpha\beta'$, 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 ele permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo

⁶ Engle & Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$, e se existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d-b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$, $b > 0$, então pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d,b)$.

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 mas 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; 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 do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r , que pode ser definido por

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

em que λ_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

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

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

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

Testes de autocorrelação

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) desenvolveram uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,

$$Q = T \times \sum_{k=1}^q \rho_k^2,$$

é comparada à distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade.

Ljung & Box (1978), 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; 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 por

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

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

2) Teste LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p . Depois de 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,

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

em que 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 a estimação do modelo da equação 4 foram coletados nos seguintes sites: Instituto de Economia Aplicada – Ipea (2019), para as variáveis preço de exportação do farelo de soja (preço médio do farelo de soja vendido no atacado no Paraná, R\$/t, transformado em US\$/t e em €/t), custo de produção, utilizando como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), as taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€); World Bank (2019), para a variável preço internacional do farelo de soja (farelo de soja, preço CIF em Rotterdam, US\$/t, e transformado em €/t). O período analisado foi de janeiro de 2000 a dezembro de 2018, com cotações mensais, totalizando 228 observações. A Tabela 2 mostra um resumo das variáveis estimadas no modelo.

Análise e discussão dos resultados

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS) (Tabelas 3 e 4).

Conforme a Tabela 3, todas as séries são não estacionárias em nível, com 5% de significância para o teste ADF, ou seja, sua média, ou variância (ou ambas) varia com o tempo. Já de acordo com o teste KPSS, as séries da taxa de câmbio

Tabela 2. Variáveis estimadas no modelo.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do farelo de soja em dólar	LBRA_SFD
Log preço de exportação do farelo de soja em euro	LBRA_SFE
Log preço de exportação do farelo de soja em reais	LBRA_SFR
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 farelo de soja em dólar	LINT_SFD
Log preço internacional do farelo de soja em euro	LINT_SFE

Tabela 3. Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (US\$/t, €/t e R\$/ts, custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/t e €/t), de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Série	Teste ADF		Teste KPSS	
	Modelo	Estadística de teste	Modelo	Estadística de teste
LBRA_SFD	Constante	-2,351683 ns	Constante	1,498973 ***
LBRA_SFE	Constante	-2,491703 ns	Constante	1,508401 ***
LBRA_SFR	Constante	-1,971740 ns	Constante	1,664349 ***
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_SFD	Constante	-2,020180 ns	Constante	1,424352 ***
LINT_SFE	Constante	-2,113602 ns	Constante	1,479278 ***

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

Tabela 4. Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (US\$/t, €/t e R\$/t), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/t e €/t), de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Série	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SFD	Constante	-9,964743	***	Constante	0,094289	ns
LBRA_SFE	Constante	-10,39145	***	Constante	0,033618	ns
LBRA_SFR	Constante	-9,937427	***	Constante	0,028992	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_SFD	Constante	-10,16310	***	Constante	0,093584	ns
LINT_SFE	Constante	-11,51067	***	Constante	0,048402	ns

Notas: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns: não significativo.

(R\$/US\$ e R\$/€) são estacionárias em nível, respectivamente, com 10% e 5% de significância. Conforme a Tabela 4, há concordância em ambos os testes. Efetuada a primeira diferença, as séries são estacionárias, com 5% de significância.

Efetuosos os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consiste em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do farelo de soja.

Modelo 1: farelo de soja em dólar e taxa de câmbio R\$/US\$

A Figura 1 mostra a evolução do preço de exportação do farelo de soja (US\$/t) e da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Com base na Figura 1, conclui-se que as séries exibem tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo,

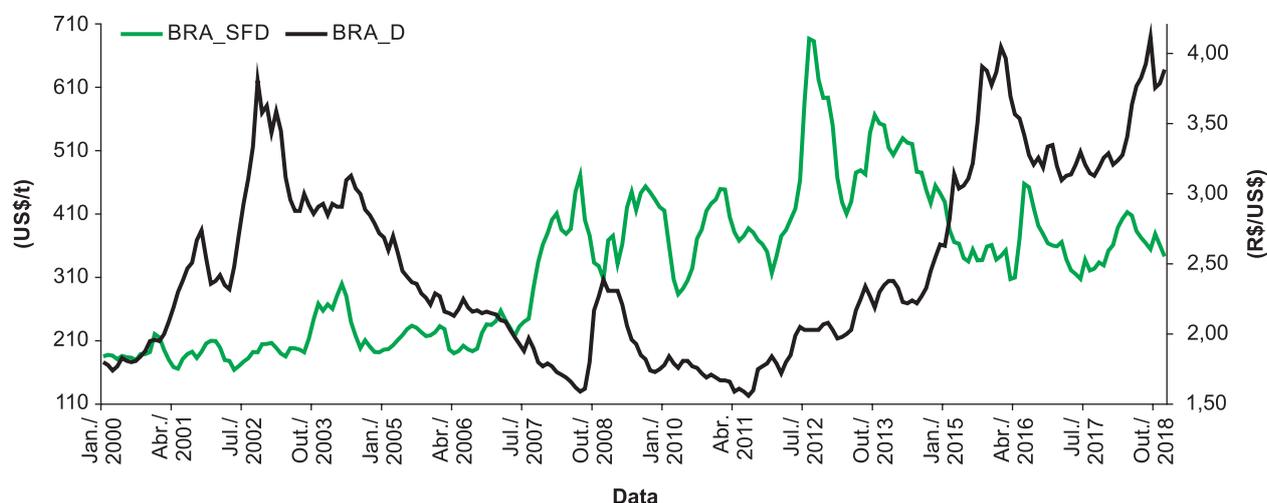


Figura 1. Relação entre o preço de exportação do farelo de soja (US\$/t) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Fonte: elaborado com dados de Ipea (2019).

é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração. Para a realização do teste, é necessário verificar o número de defasagens (Tabela 5).

Com base na Tabela 5, é 2 o número de defasagens a serem incluídas no VAR, já que todos os critérios considerados indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum

vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (Tabela 6). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o caso 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.

Conforme a Tabela 7, somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/US\$) foi não significativo ao nível de 10%; os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 5. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o Modelo 1.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1.885,740	NA	6,61e-13	-16,69411	-16,45042	-16,59575
2	2.022,346	263,4545*	2,25e-13*	-17,77095*	-17,28357*	-17,57422*
3	2.032,569	19,35059	2,37e-13	-17,71937	-16,98830	-17,42428
4	2.043,719	20,70660	2,48e-13	-17,67606	-16,70131	-17,28260

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

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

Tabela 6. Teste de cointegração de Johansen para o Modelo 1.

	Estatística do traço		Estatística do máximo autovalor	
	Calculado	p-valor	Calculado	p-valor
R = 0	86,04588***	0,0002	53,73018***	0,0000
R ≤ 1	32,31569	0,3716	14,29487	0,6970
R ≤ 2	18,02082	0,3425	11,98252	0,4168
R ≤ 3	6,038297	0,4555	6,038297	0,4555

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

Tabela 7. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 1.

LBRA_SFD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SFD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,222323***	-0,052668ns	-1,022572***	-0,001261***	-0,948753
	(0,08594)	(0,04203)	(0,04643)	(0,00049)	-
	[2,58703]	[-1,25318]	[-22,0237]	[-2,57854]	-

Nota 1: LBRA_SFD – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (US\$/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT_SFD – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja (US\$/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t . Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ns não significativo.

Na equação

$$\begin{aligned} \text{LBRA_SFDt} = & -0,22 \text{ LBRA_CP} + \\ & + 1,02 \text{ LINT_SFDt} + \\ & + 0,001@TEND(00M01) + 0,95 \end{aligned} \quad (13)$$

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

De acordo com a equação 13, verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) não exerce influência sobre o preço de exportação do farelo de soja em dólar.

Bender Filho et al. (2013) encontraram um *pass-through* incompleto para o farelo soja, mas tanto a série de preços internacionais quanto o período de análise utilizado pelos autores são distintos dos desta pesquisa. Já Copetti et al. (2013), para o grão de soja, e Souza (2018), para o algodão, indicaram coeficientes de *pass-through* nulos, corroborando o presente resultado.

Além disso, na seção seguinte foi estimado o mesmo modelo da equação 13, mas com o preço de exportação do farelo de soja em reais. Como resultados, de acordo com a equação 14, percebeu-se um *pass-through* completo, ou seja, as variações da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) são totalmente repassadas ao preço de exportação em reais. Dessa forma, com base nos resultados das equações 13 e 14, é possível inferir que as variações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade ao exportador, já que não reduzem os preços de exportação em dólares – afetam apenas o faturamento em reais e a lucratividade.

Ainda de acordo com a equação 13, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona queda de 0,22% no preço de exportação do farelo de soja em dólar; e o aumento de 1% no preço internacional do farelo de soja em dólar determina aumento de 1,02% no preço de exportação do farelo de soja em dólar. O resultado encontrado nesta pesquisa

sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único de acordo com Mundlack & Larson (1992), ou seja, bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. Outros estudos sobre elasticidade de transmissão de preço no mercado da soja também corroboraram este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional ao mercado brasileiro (Margarido et al., 2001, 2002, 2007; Margarido, 2012).

Para maior acuidade no diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos. A Tabela 8 mostra que para até 12 defasagens o teste indica rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Dessa forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Modelo 2: farelo de soja em real e taxa de câmbio R\$/US\$

A Tabela 9 mostra que todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Na equação

$$\begin{aligned} \text{LBRA_SFRt} = & -0,22 \text{ LBRA_CP} + \\ & + 1,05 \text{ LBRA_D} + \\ & + 1,02 \text{ LINT_SFDt} \\ & + 0,001@TEND(00M01) + 0,95 \end{aligned} \quad (14)$$

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

A equação 14 mostra que o coeficiente de *pass-through* foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) é totalmente repassada ao preço de exportação do farelo de soja em reais, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona aumento de 1,02% no preço de exportação do farelo de soja cotado em

Tabela 8. Testes de correlação serial para os resíduos do VEC para o Modelo 1.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est. ajust. Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0,307938	-	0,309313	-	18,34354	0,3042
2	9,141367	-	9,221965	-	20,96168	0,1800
3	25,99015	0,6260	26,29843	0,6095	23,50065	0,1010
4	44,26595	0,5029	44,90502	0,4759	22,45199	0,1292
5	64,22453	0,3643	65,31720	0,3292	22,19030	0,1372
6	74,31829	0,5654	75,68751	0,5210	11,27085	0,7925
7	85,79932	0,6890	87,53719	0,6404	11,79471	0,7580
8	108,7613	0,4884	111,3456	0,4196	24,33909	0,0824
9	119,3808	0,6250	122,4077	0,5489	11,08698	0,8041
10	130,3794	0,7288	133,9178	0,6514	11,12989	0,8014
11	152,2488	0,5922	156,9114	0,4870	22,66215	0,1231
12	163,2353	0,6912	168,5169	0,5821	11,26988	0,7925

Tabela 9. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 2.

LBRA_SFR (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SFD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,222323***	-1,052668***	-1,022572***	-0,001261***	-0,948753
	(0,08594)	(0,04203)	(0,04643)	(0,00049)	-
	[2,58703]	[-25,0468]	[-22,0237]	[-2,57854]	-

Nota 1: LBRA_SFR – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (R\$/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT_SFD – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em dólar (US\$/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ns não significativo.

reais. Os demais dados desse modelo (critério de defasagem do VAR auxiliar, teste de cointegração de Johansen, coeficientes do vetor de cointegração, com exceção da taxa de câmbio, e testes de correlação serial dos resíduos do modelo VEC) são idênticos aos do Modelo 1.

Modelo 3: farelo de soja em euro e taxa de câmbio R\$/€

A Figura 2 mostra a evolução do preço de exportação do farelo de soja (€/t) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€ de janeiro de 2000 a dezembro de 2018).

Com base na Figura 2, identifica-se que as séries exibem tendência estocástica. Contudo, é

possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Com base na Tabela 10, é 2 o número de defasagens a serem incluídas no VAR, já que todos os critérios considerados 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% (Tabela 11). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o caso 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.

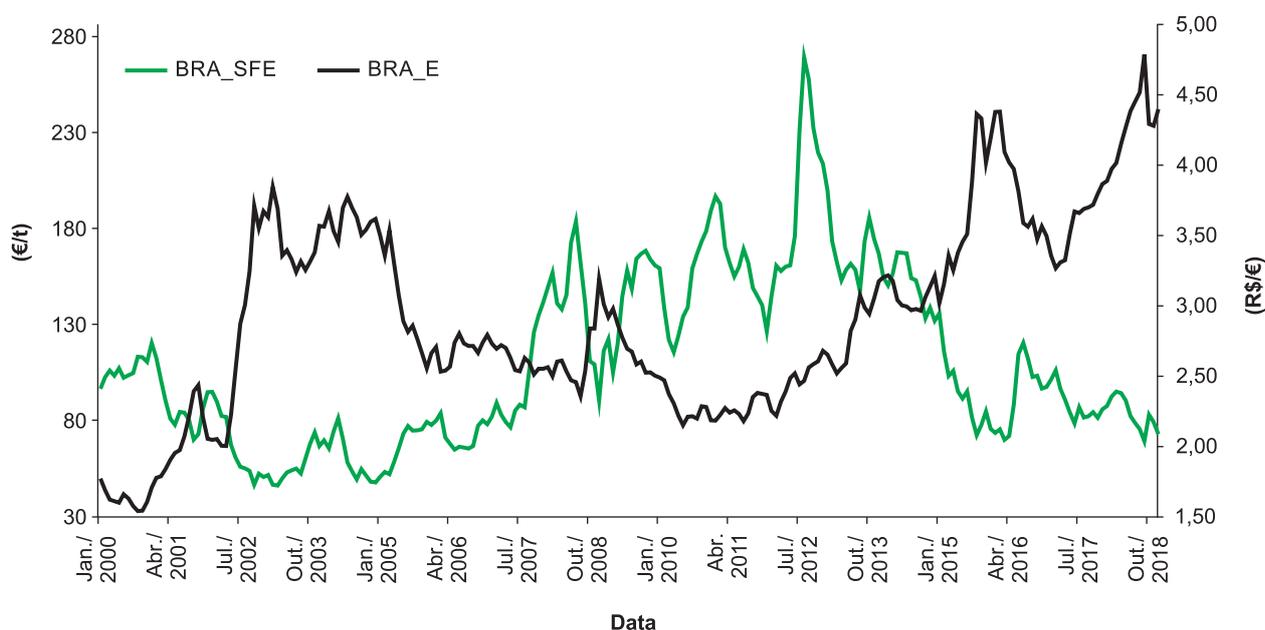


Figura 2. Relação entre o preço de exportação do farelo de soja (€/t) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

Fonte: elaborado com dados de Ipea (2019).

Tabela 10. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o Modelo 3.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1.882,602	NA	6,79e-13	-16,66609	-16,42240	-16,56772
2	2.005,983	237,9500*	2,60e-13*	-17,62485*	-17,13747*	-17,42812*
3	2.013,828	14,84868	2,80e-13	-17,55204	-16,82097	-17,25694
4	2.026,184	22,94712	2,90e-13	-17,51950	-16,54475	-17,12604

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

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

Tabela 11. Teste de cointegração de Johansen para o Modelo 3.

	Estatística do traço		Estatística do máximo autovalor	
	Calculado	p-valor	Calculado	p-valor
R = 0	80,38528***	0,0011	50,31414***	0,0001
R ≤ 1	30,07114	0,4980	12,75437	0,8219
R ≤ 2	17,31677	0,3917	12,37798	0,3808
R ≤ 3	4,938790	0,6052	4,938790	0,6052

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

De acordo com a Tabela 12, somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/€) foi não significativo ao nível de 10%; os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Na equação

$$\begin{aligned} \text{LBRA_SFEt} = & -0,25 \text{ LBRA_CP} + \\ & + 1,03 \text{ LINT_SFEt} \quad (15) \\ & + 0,001@TREND(00M01) + 1,05 \end{aligned}$$

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

De acordo com a equação 15, 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 farelo de soja em euro.

Copetti et al. (2013) também encontraram um coeficiente de *pass-through* nulo para o grão de soja. O resultado de um *pass-through* nulo também foi confirmado por Souza (2018).

Adiante é estimado o mesmo modelo da equação 15, mas com o preço de exportação do farelo de soja em reais. Como resultados, de acordo com a equação 16, percebeu-se um *pass-through* completo, ou seja, as variações da taxa de câmbio nominal (R\$/€) são totalmente repassadas ao preço de exportação em reais. Dessa forma, com base nos resultados das equações 15 e 16, foi possível inferir que as variações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade ao exportador e afetam apenas

o *mark-up*, já que são integralmente repassadas ao preço de exportação na sua própria moeda.

Ainda de acordo com a equação 15, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona queda de 0,25% no preço de exportação do farelo de soja em euro, e o aumento de 1% no preço internacional do farelo de soja, em euro, determina alta de 1,03% no preço de exportação do farelo de soja em euro.

A Tabela 13 mostra os resultados dos dois testes de correção serial para os resíduos, para fins de diagnóstico do modelo. Para até 12 defasagens, o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Dessa forma, com os resultados de diagnóstico, o modelo estimado é válido e exibe relacionamento correto e confiável entre as variáveis.

Modelo 4: farelo de soja em reais e taxa de câmbio R\$/€

De acordo com a Tabela 14, todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Na equação

$$\begin{aligned} \text{LBRA_SFRt} = & -0,25 \text{ LBRA_CP} + \\ & + 1,05 \text{ LBRA_E} + \\ & + 1,03 \text{ LINT_SFEt} \quad (16) \\ & + 0,001@TREND(00M01) + 1,05 \end{aligned}$$

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

Tabela 12. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 3.

LBRA_SFE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SFE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,245320***	-0,048959ns	-1,026670***	-0,001364***	-1,051336
	(0,09636)	(0,04973)	(0,04974)	(0,00057)	-
	[2,54577]	[-0,98440]	[-20,6392]	[-2,40471]	-

Nota 1: LBRA_SFE – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (€/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/€); LINT_SFE – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja (€/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Tabela 13. Teste de correlação serial para os resíduos do VEC para o Modelo 3.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est. ajust. Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0,335663	-	0,337162	-	17,48378	0,3550
2	9,597963	-	9,682532	-	19,90152	0,2247
3	24,19068	0,7195	24,47245	0,7053	21,21701	0,1703
4	41,11366	0,6373	41,70173	0,6125	21,99106	0,1435
5	58,28471	0,5749	59,26303	0,5391	18,31809	0,3056
6	70,95008	0,6725	72,27539	0,6311	14,04282	0,5955
7	82,17498	0,7815	83,86072	0,7402	11,48817	0,7784
8	100,2271	0,7141	102,5784	0,6548	19,09056	0,2640
9	112,1681	0,7877	115,0169	0,7279	12,20152	0,7300
10	123,7491	0,8490	127,1366	0,7922	11,77837	0,7591
11	142,1179	0,7967	146,4496	0,7161	19,02927	0,2671
12	155,1027	0,8318	160,1659	0,7491	13,26174	0,6535

Tabela 14. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 4.

LBRA_SFR (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SFE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,245320***	-1,048959***	-1,026670***	-0,001364***	-1,051336
	(0,09636)	(0,04973)	(0,04974)	(0,00057)	-
	[2,54577]	[-21,0910]	[-20,6392]	[-2,40471]	-

Nota 1: LBRA_SFR – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (R\$/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/€); LINT_SFE – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em euro (€/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Conforme a equação 16, o coeficiente de *pass-through* foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) é totalmente repassada ao preço de exportação do farelo de soja em reais. Os demais dados do modelo (critério de defasagem do VAR auxiliar, teste de cointegração de Johansen, coeficientes do vetor de cointegração, com exceção da taxa de câmbio, e testes de correlação serial dos resíduos do modelo VEC) foram idênticos aos do Modelo 3.

Conclusões

O trabalho fez uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do farelo de soja em dólar e em euro.

Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (R\$/US\$ e R\$/€) para os preços de exportação do farelo de soja (em dólar e em euro) foi nulo.

Com base nisso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos de competitividade, dado que não reduzem os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais não determinaram efeitos sobre a competitividade do farelo 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 farelo de soja,

como a elevada concentração, mas com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, têm possivelmente eliminado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Além disso, pode-se inferir que políticas públicas cujo objetivo é fomentar as exportações brasileiras do farelo de soja via desvalorização cambial podem não ser o melhor instrumento para estimular seu incremento. Porém, a elevação do *markup* do exportador decorrente da desvalorização cambial e o aumento do faturamento em reais também podem atuar como estímulos na oferta da commodity ao mercado externo.

Entre as limitações deste trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, ele permitiu a análise geral de um período específico, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e a influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. 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

- BENDER FILHO, R.; AMORIM, A.L.; SOUSA, E.P. de; CORONEL, D.A. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. **Revista Ciências Administrativas**, v.19, p.121-144, 2013.
- 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, p.1509-1526, 1970. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1970.10481180>.
- BRASIL. Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços. **Balança Comercial**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>>. Acesso em: 1 mar. 2019.
- BREUSCH, T.S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v.17, p.334-355, 1978. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- 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, p.435-461, 2013.
- 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, p.427-431, 1979. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, p.1057-1073, 1981. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912517>.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: J. Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987.
- FERREIRA, A.; SANSÓ, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: WORLD CONGRESS OF THE INTERNATIONAL ECONOMIC ASSOCIATION, 12., Buenos Aires, 1999. [Proceedings]. [S.l.]: IEA, 1999.
- FREITAS, G. da 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**, v.16, p.3113-3133, 2013.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, v.46, p.1303-1310, 1978. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913830>.
- GREENE, W.H. **Econometrics Analysis**. 6th ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 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.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we

that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v.54, p.159-178, 1992.

LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v.65, p.297-303, 1978.

MARGARIDO, M.A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Administração**, v.11, p.281-303, 2012.

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**, v.47, 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**, v.17, p.241-270, 2007.

MARGARIDO, M.A.; TUROLLA, F.A.; FERNANDES, J.M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa & Debate**, v.12, p.5-40, 2001.

MENON, J. Exchange rates and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v.27, p.297-301, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036849500000113>.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D.F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v.6, p.399-422, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1093/wber/6.3.399>.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v.68, p.102-109, 1986. DOI: <https://doi.org/10.2307/1241654>.

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

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 (The Pink Sheet)**. Disponível em: pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx. Acesso em: 1 mar. 2019.