

Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja

Relationship between exchange rate and export prices of soybean complex products

Reisoli Bender Filho¹
Airton Lopes Amorim²
Eliane Pinheiro de Sousa³
Daniel Arruda Coronel⁴

Resumo

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e preços de exportação dos produtos do complexo soja brasileiro (grão, farelo e óleo), relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período 1999 a 2011. Para isso, 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 complexo soja ocorreu de forma incompleta no período analisado. Ademais, observou-se que os preços de exportação do grão e do óleo de soja apresentaram baixa sensibilidade às variações na taxa de câmbio, enquanto o preço de exportação do farelo de soja apresentou elevada sensibilidade às variações cambiais, aproximadamente duas vezes mais elevada do que o preço dos demais produtos.

Palavras-chaves: Complexo Soja. Preços de Exportação. Pass-Through.

¹ Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

² Doutorando em Economia Aplicada e Mestre em Economia pela UFV e Bolsista de Doutorado do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: amorim@yahoo.com.br

³ Professora Adjunta do Departamento de Economia na Universidade Regional do Cariri (URCA), Pesquisadora da FUNCAP e Doutora em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

⁴ Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFSM e Doutor em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Abstract

The purpose of this study was to examine the relationship between exchange rate variations and export prices of the Brazilian soybean complex products (soybean, soybean meal and soybean oil), a relationship defined as the exchange rate pass-through, having as reference the period from 1999 to 2011. In order to achieve that, time series tools were used, especially from the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the exchange rate pass-through level for the export prices of the soybean complex happened in an incomplete way in the period under analysis. In addition, it was noticed that the soybean and the soybean oil export prices showed low sensibility to the exchange rate variations, whereas the soybean meal export price showed high sensibility to the exchange rate variations, approximately twice as high as the price of the other products.

Keywords: *Soybean Complex. Export Prices. Pass-Through.*

1 Introdução

O crescimento acelerado das exportações agrícolas brasileiras, verificado, sobretudo, nos últimos anos, tem reforçado as projeções de que o Brasil se tornará o principal exportador mundial desses produtos nas próximas décadas. Corroboram para isso fatores tanto do lado da oferta (expansão da fronteira agrícola associada à abundância de recursos naturais, que possibilitam a produção de produtos com grau de produtividade e competitividade elevado), quanto do lado da demanda (expansão da renda mundial e aumento da demanda dos produtos agrícolas⁵).

Considerando a crescente demanda mundial por grãos, oleaginosas, óleos vegetais e produtos da pecuária, além da manutenção elevada dos preços de energia e do crescimento da produção de biocombustíveis, as projeções indicam que os preços desses produtos manterão a tendência crescente nos próximos anos, favorecendo os produtos agrícolas *United States Department of Agriculture* (USDA, 2011).

⁵ Para maiores informações, ver Holland ; Marçal (2010).

Contudo, esse cenário favorável está condicionado a um conjunto de fatores, entre os quais se encontra a taxa de câmbio, haja vista que as variações cambiais influenciam diretamente o preço doméstico dos produtos exportados, implicando alterações no grau de competitividade e, conseqüentemente, no volume total exportado.

O repasse das variações cambiais para os preços domésticos é denominado, na literatura econômica, como *pass-through* da taxa de câmbio⁶. Esse repasse, conforme argumentado por Tejada e Silva (2008), sugere que o *pass-through* das mudanças na taxa de câmbio para os preços das exportações determina o grau de competitividade alcançado a partir de variações na taxa de câmbio. Além disso, o repasse da taxa de câmbio para os preços comerciáveis de um país constitui-se em questão central no debate sobre a eficácia da política cambial no que tange aos programas de exportações, como também no resultado da balança comercial e, por conseguinte, no balanço de pagamentos.

As exportações brasileiras de produtos agrícolas, ou do também chamado agronegócio, por suas características particulares, como condições climáticas e sazonalidade, são altamente sensíveis às mudanças cambiais. Dentre esses produtos, os do complexo soja (grão, farelo e óleo) vêm ocupando posição de destaque, com participação superior a um quarto do total exportado pelo segmento agrícola (BRASIL, 2011). Essa expressiva representatividade tem elevado o interesse no desempenho de suas exportações, ao mesmo tempo em que faz com que seja relevante o exame pormenorizado da relação entre as variações nas taxas de câmbio e os preços dos produtos exportados desse complexo.

Com base nessa discussão, este trabalho tem como objetivo analisar o grau de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços domésticos dos produtos exportados pelo complexo soja brasileiro

⁶ Para maiores informações, ver Ferreira ; Sanso (1999), Kennebley Jr (2000), Belaisch (2003) e Tejada ; Silva, (2008).

(grão, farelo e óleo), no período de 1999 a 2011. Nessa perspectiva, este trabalho apresenta algumas contribuições empíricas à literatura nacional sobre câmbio e preços agrícolas, ao realizar uma análise da influência das variações cambiais sobre os preços dos diferentes produtos do complexo de maior representatividade na pauta de exportações do agronegócio brasileiro. Os resultados mostraram que variações na taxa de câmbio não são repassadas completamente para os produtos do complexo soja, enquanto o preço do farelo de soja apresentou uma sensibilidade em valor, aproximadamente, duas vezes superior à dos preços do óleo e da soja em grão.

Este trabalho está dividido em mais três seções, além desta introdução. Na segunda, descreve-se o referencial metodológico, com a especificação dos modelos teórico e analítico. A terceira apresenta os resultados, bem como as análises e discussões dos mesmos. E, por fim, a quarta delinea as principais conclusões a respeito do trabalho.

2 Metodologia

2.1 Modelo analítico

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

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

em que P^*X é o preço de exportação em moeda estrangeira; (CP / E) é custo de produção, medido em moeda estrangeira; E é a taxa de câmbio nominal; e λ é *mark-up*.

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

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{PW}{CP / E} \right]^\alpha \quad (2)$$

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

Substituindo a equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 - \alpha) \ln(CP / E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos 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:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

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

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

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

2.2 Procedimentos econométricos

2.2.1 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 estacionárias⁷.

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

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

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

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 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

7 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) e $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ (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.)

for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

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

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

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

tendo as seguintes hipóteses:

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

$H_0 : \gamma \neq 0$, série é não estacionária

2.2.2 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 analisada⁸. 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

⁸ Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d,b)$.

Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor Z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar Z_t como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de Z_t :

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

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

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

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

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi_i = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. 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 $\hat{\Pi}_i$, 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:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que

λ'_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

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

$$\lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

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

2.3 Fontes de dados

As séries utilizadas neste estudo referem-se ao preço médio de exportação da soja em grão no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/

tonelada), ao preço médio internacional da soja em grão (Chicago – US\$/tonelada), ao preço médio de exportação do farelo de soja no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada), ao preço médio internacional do farelo de soja (Chicago – US\$/tonelada), ao preço médio de exportação do óleo de soja no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada), ao preço médio internacional do óleo de soja (Chicago – US\$/tonelada), ao Índice de Preços ao Produtor Amplo – Agropecuária (índice - agosto de 1994 = 100) e à taxa de câmbio nominal – média do período (R\$/US\$).

Os dados correspondem ao período entre janeiro de 1999 e novembro de 2011, compreendendo um total de 155 observações, os quais foram coletados junto à base de dados da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA)⁹.

3 Análise e discussões dos resultados

Para identificar a ordem de integração das séries analisadas, foram realizados os testes de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS), cujos resultados estão apresentados na Tabela 1.

⁹ Todos os dados foram transformados em logaritmos neperianos, sendo as estimativas realizadas por meio do uso do software Eviews, versão 7.0.

Tabela 1 - Testes de raiz unitária aplicados às séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (US\$/tonelada), Índice de Preços ao Produtor Amplo – Agropecuária (agosto de 1994 = 100) e Taxa de Câmbio nominal (R\$/US\$), no período janeiro de 1999 a novembro de 2011.

Séries	Teste ADF		Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste	Modelo	Estatística de teste
Em nível				
LGGRAOP	intercepto	-1,261969 ^{ns}	intercepto	1,344014 ^{***}
LGRAOC	intercepto	-1,493977 ^{ns}	intercepto	1,277917 ^{***}
LFARELOP	intercepto	-1,393541 ^{ns}	intercepto	1,283231 ^{***}
LFARELOC	intercepto	-2135978 ^{ns}	intercepto	1,243394 ^{***}
LOLEOP	intercepto	0,867361 ^{ns}	intercepto	1,255739 ^{***}
LOLEOC	intercepto	-1,001657 ^{ns}	intercepto	1,303935 ^{***}
LIPA	intercepto	-2,092589 ^{ns}	int. + tend.	0,233107 ^{***}
LCAMBIO	intercepto	-1,422281 ^{ns}	intercepto	0,490177 ^{**}
Em primeira diferença				
LGGRAOP	intercepto	9,547576 ^{***}	intercepto	- 0,056541 ^{ns}
LGRAOC	intercepto	-8,717306 ^{***}	intercepto	0,049297 ^{ns}
LFARELOP	intercepto	-1,076945 ^{***}	intercepto	0,044753 ^{ns}
LFARELOC	intercepto	-8,775906 ^{***}	intercepto	0,048790 ^{ns}
LOLEOP	intercepto	-9,713915 ^{***}	intercepto	0,127106 ^{ns}
LOLEOC	intercepto	-1,002603 ^{***}	intercepto	0,097651 ^{ns}
LIPA	intercepto	-6,961619 ^{***}	intercepto	0,223420 ^{ns}
LCAMBIO	intercepto	-1,004768 ^{***}	intercepto	0,261557 ^{ns}

Nota 1: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, ^{ns} não significativo.

Nota 2: LGGRAOP = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação da soja em grão no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada); LGRAOC = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional da soja em grão (Chicago – US\$/tonelada); LFARELOP = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do farelo de soja no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada); LFARELOC = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do farelo de soja (Chicago – US\$/tonelada); LOLEOP = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do óleo de soja no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada); LOLEOC = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do óleo de soja (Chicago – US\$/tonelada); LIPA = logaritmo *neperiano* do Índice de Preços ao Produtor Amplo; LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$).

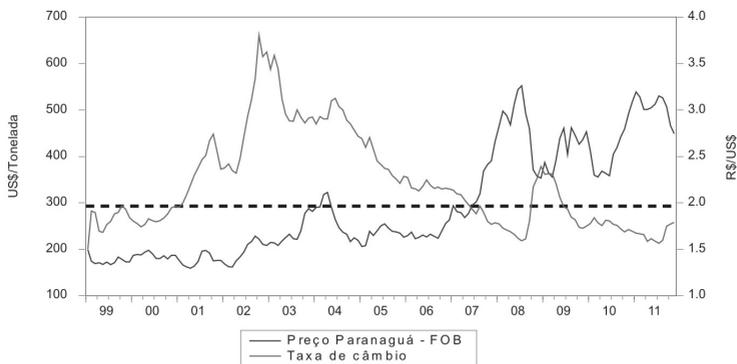
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Conforme se verifica, os testes ADF e KPSS indicam que a hipótese de raiz unitária não pode ser rejeitada em nível, logo estas séries são não estacionárias. Entretanto, quando tomadas em primeira diferença, os testes ADF e KPSS mostram que as séries são todas estacionárias, sinalizando que apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias. Logo, as séries são integradas de ordem um, $I(1)$, com base nos dois testes realizados.

Uma vez que todas as séries são integradas de ordem um, o próximo passo consistiu em realizar o teste de cointegração de Johansen para verificar se as variáveis do complexo soja possuem relacionamento de longo prazo. Os resultados econométricos são apresentados em três partes, sendo a primeira destinada à soja em grão, a segunda contempla o farelo de soja e a terceira é concernente ao óleo de soja.

3.1 Soja em grão

A evolução do preço médio de exportação da soja em grão e da taxa de câmbio nominal durante o período considerado pode ser visualizada na Figura 1. A linha tracejada refere-se à média do preço médio de exportação da soja em grão no Porto de Paranaguá (US\$ 292,9669), expresso em FOB – US\$/tonelada.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Figura 1: Relação entre preço médio de exportação da soja em grão (FOB – US\$/tonelada) e Taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 1999 a novembro de 2011.

Com base na Figura 1, verifica-se que essas séries não apresentam uma tendência bem definida ao longo do tempo, porém, em geral, movimentam-se conjuntamente no período em análise, indicando a possibilidade de um relacionamento de equilíbrio de longo prazo. A confirmação dessa hipótese requer uma investigação mais criteriosa por meio dos testes econométricos de cointegração.

Para a realização do teste de cointegração, inicialmente identificou-se o número de defasagens a ser incluído no modelo VAR auxiliar, as quais foram determinadas pelos critérios de Razão de Verossimilhança (LR), Erro de Predição Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), conforme indicado na Tabela 2. Os referidos testes indicaram a utilização de duas defasagens para a estimação do modelo.

Tabela 2 - Seleção de defasagem VAR

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	284,9484	-	2,57e-07	-3,822427	-3,741054	-3,789364
1	1145,151	1661,889	2,64e-12	-1,530818	-1,490,132	-1,514287
2	1211,521	124,6114*	1,33e-12*	-15,99348*	-15,26113*	-15,69591*
3	1218,069	11,93834	1,52e-12	-1,586488	-1,480,704	-1,543507
4	1227,585	16,83175	1,66e-12	-1,577667	-1,439,334	-1,521461

Nota 1: valor da verossimilhança (logL), teste de razão de verossimilhança (LR), Erro de Predição Final (FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwarz (SC) e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

Nota 2: * indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério, sendo usadas ($n-1$) defasagens no teste de Johansen.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados do teste de cointegração de Johansen apontam que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5%, de acordo com os testes do traço e do máximo autovalor (Tabela 3)¹⁰.

¹⁰ O sumário do teste de cointegração de Johansen indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência.

Tabela 3 - Teste de cointegração de Johansen

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	48,21680**	0,0462	30,13211**	0,0230
R≤1	18,08,469	0,5598	14,38507	0,3343
R≤2	3,699620	0,9263	3,181351	0,9339
R≤3	0,518269	0,4716	0,518269	0,4716

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

A Tabela 4 apresenta o vetor de cointegração, sendo que, na normalização efetuada, considera-se que o valor da estimativa do coeficiente da variável logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação da soja em grão no Porto de Paranaguá, no mês anterior, é igual à unidade.

Tabela 4 - Estimativa do Vetor de cointegração (Normalizado)

LGRAOP(-1)	LIPA(-1)	LGRAOC(-1)	LCAMBIO(-1)	C
1.000000	-0,226797	-0,737167	0,158567	-0,279861
	(0,03535)	(0,04189)	(0,03308)	
	[-6,41617]	[-17,5978]	[4,79409]	

Nota 1: LGRAOP = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação da soja em grão no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada), LIPA = logaritmo *neperiano* do Índice de Preços ao Produtor Amplo, LGRAOC = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional da soja em grão (Chicago – US\$/tonelada), LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de cambio nominal (R\$/US\$).

Nota 2: os valores entre colchetes referem-se à estatística *t* e entre parênteses correspondem o desvio padrão.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Tendo em vista que o modelo foi estimado na forma de logaritmos *neperianos*, os coeficientes estimados para as variáveis representam as elasticidades, sendo que as variáveis explicativas apresentam sinais consistentes com a teoria econômica.

Com base na Equação (11), verifica-se que um acréscimo de 1% no índice de preços ao produtor amplo ocasiona um aumento de 2,27% no preço médio de exportação da soja em grão no Porto de Paranaguá. A partir destas condições, um acréscimo nos custos de produção

ocasionaria um aumento no preço de venda da soja em grão, *coeteris paribus*.

$$LGRAOP_t = 0,2798 + 0,2268LIPA_t + 0,7371LGRAOC_t - 0,1585LCAMBIO_t \quad (11)$$

Essa equação também permite inferir que um aumento de 1% na taxa de câmbio determina um decréscimo de 1,58% no preço médio de exportação da soja em grão. Como $-1 < \phi_2 = -0,1585 < 0$, então o coeficiente do *pass-through* estimado para o preço da soja em grão foi incompleto, sendo consistente com o resultado encontrado por Fraga *et al.* (2008), cujo valor do coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio de curto prazo estimado para o preço da soja foi de -0,34.

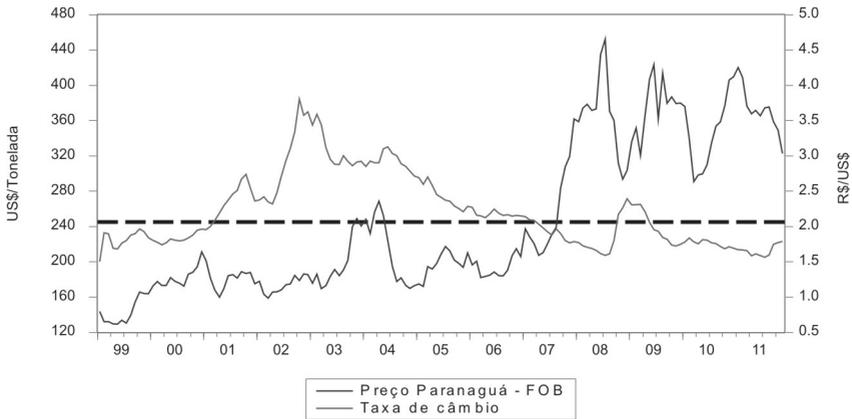
Esse resultado pode ser complementado quando analisado conjuntamente com outros fatores que influenciam o *pass-through* cambial, conforme Maciel (2006). Entre eles, destaca-se o grau de concorrência do mercado. Sendo o mercado de soja em grão concentrado, porém com certo grau de competitividade, a partir de uma dada depreciação da taxa de câmbio nominal, os produtores tenderão a absorver parte dos aumentos de custo e não os repassarão completamente aos preços, o que sinalizaria para um menor repasse dos efeitos cambiais.

Outro fator que permite justificar esse baixo coeficiente de *pass-through* é elasticidade-preço da demanda. Como produtos agropecuários, caso da soja em grão, tendem a apresentar demanda inelástica, uma variação no seu preço internacional gera uma variação menos que proporcional na quantidade demandada, conforme Cruz Júnior e Silva (2004). Neste sentido, tem-se que o efeito de uma depreciação cambial para o preço de exportação da soja em grão é limitado. Ademais, uma dada depreciação cambial não revelou impactos positivos sobre a competitividade dessa *commodity* no período em questão.

3.2 Farelo de soja

Os procedimentos econométricos realizados para a *commodity* soja em grão foram replicados para o farelo de soja. A Figura 3 ilustra o comportamento do preço médio de exportação do farelo de soja e da

taxa de câmbio nominal, sendo que a linha tracejada representa a média do preço médio de exportação do farelo de soja no Porto de Paranaguá (US\$ 245,1495), expresso em FOB – US\$/tonelada.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Figura 2 - Relação entre preço médio de exportação do farelo de soja (FOB – US\$/tonelada) e Taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 1999 a novembro de 2011.

Conforme se observa, a relação do preço médio de exportação do farelo de soja e da taxa de câmbio (Figura 3) é muito parecida com a ilustrada na Figura 1, que relaciona o preço médio de exportação da soja em grão e da taxa de câmbio. Neste sentido, aparentemente existe um relacionamento de equilíbrio de longo prazo entre esses fatores, indicando a presença de cointegração, porém necessita que sejam realizados testes econométricos, como os de raiz unitária apresentados na Tabela 1, que constata essa evidência.

Entretanto, antes de proceder ao teste de cointegração, deve-se determinar o número de defasagens mais adequado para a estimação do modelo VAR auxiliar. Da mesma forma que na soja em grão, no farelo de soja, conforme se observa na Tabela 5, os critérios avaliados também indicam que o modelo VAR auxiliar deve conter duas defasagens.

Tabela 5 - Seleção da defasagem VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	228,9939	NA	5,50e-07	-3,061141	-2,979769	-3,028079
1	1098,673	1680,197	4,97e-12	-14,67582	-14,26896	-14,51051
2	1167,193	128,6496*	2,43e-12*	-15,39038*	-14,65803*	-15,09282*
3	1175,570	15,27296	2,70e-12	-15,28667	-14,22883	-14,85686
4	1181,696	10,83526	3,10e-12	-15,15233	-13,76900	-14,59027

Nota 1: valor da verossimilhança (logL), teste de razão de verossimilhança (LR), Erro de Predição Final FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwarz (SC) e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

Nota 2: * indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério, sendo usadas ($n-1$) defasagens no teste de Johansen.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 6 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen.¹¹ Como se pode verificar pelos testes do traço e do máximo autovalor, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração foi rejeitada em nível de 5%.

Tabela 6 - Teste de cointegração de Johansen

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	60,47036**	0,0162	36,26723***	0,0098
R≤1	2,420313	0,4318	11,26178	0,8225
R≤2	12,94135	0,2448	10,47015	0,3553
R≤3	2,471197	0,1159	2,471197	0,1159

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

¹¹ O sumário do teste de cointegração de Johansen indicou que a equação de cointegração deve ser quadrática, com intercepto e com tendência.

O vetor estimado pelo teste de cointegração de Johansen, admitindo que a variável logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do farelo de soja no Porto de Paranaguá no mês anterior apresentou valor um, na normalização realizada, encontra-se na Tabela 7.

Tabela 7 - Estimativa do Vetor de cointegração (Normalizado)

LFARELOP(-1)	LIPA(-1)	LFARELOC(-1)	LCAMBIO(-1)	TENDÊNCIA	C
1.000000	1,151524	-1,292344	-0,533767	-0,009212	-4,044988
	(0,27410)	(0,11176)	(0,16750)		
	[4,20105]	[-11,5632]	[-3,18659]		

Nota 1: LFARELOP = logaritmo neperiano do preço médio de exportação do farelo de soja no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada), LIPA = logaritmo neperiano do Índice de Preços ao Produtor Amplo, LFARELOC = logaritmo neperiano do preço médio internacional do farelo de soja (Chicago – US\$/tonelada), LCAMBIO = logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$).

Nota 2: os valores entre colchetes referem-se à estatística t.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

O modelo estimado indica a presença de uma relação de longo prazo entre as variáveis, conforme especificado pela Equação 12:

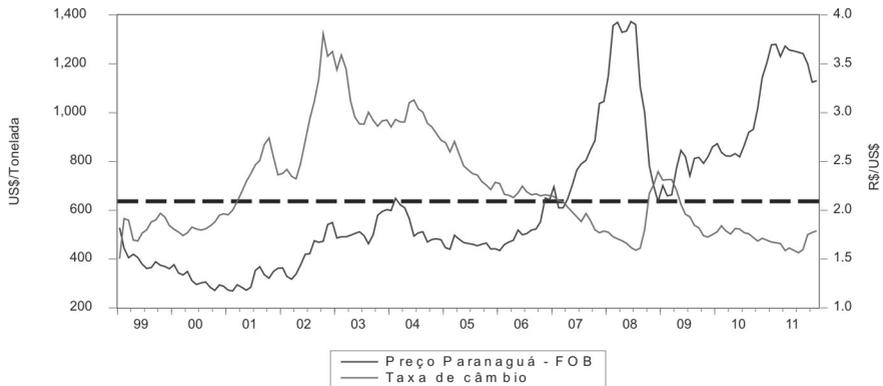
$$LFARELOP_t = 4,0449 + 0,0092TEMPO - 1,1515LIPA_t + 1,2923LFARELOC_t + 0,5337LCAMBIO_t \quad (12)$$

Como a Equação (12) está definida em termos de logaritmos *neperianos*, os coeficientes estimados para cada um das variáveis representam as elasticidades. De posse dessa equação, constata-se uma relação inversa entre o índice de preços ao produtor amplo e o preço médio de exportação do farelo de soja. Portanto, o sinal esperado pela literatura econômica do coeficiente dessa variável não se verificou com o farelo de soja, visto que se espera que o preço de venda do farelo de soja siga os custos de produção, mantendo as demais variáveis constantes.

Outra inferência que pode ser extraída dessa equação diz respeito ao coeficiente do *pass-through*, que se encontra entre 0 e 1, logo o repasse cambial para o preço do farelo de soja pode ser classificado como incompleto.

3.3 Óleo de soja

A evolução do preço médio de exportação do óleo de soja e da taxa de câmbio (Figura 5) apresenta um comportamento idêntico aos observados nos outros dois produtos analisados do complexo soja (Figuras 1 e 3). A linha tracejada refere-se à média do preço médio de exportação do óleo de soja no Porto de Paranaguá (US\$ 636,4012), expresso em FOB – US\$/tonelada.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Figura 3 - Relação entre preço médio de exportação do óleo de soja (FOB – US\$/tonelada) e da Taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 1999 a novembro de 2011.

Feitas essas considerações, parece haver uma relação de equilíbrio de longo prazo entre tais séries, o que sinaliza a presença de cointegração, mas, para confirmar essa hipótese, deve-se investigar de forma criteriosa por meio de testes econométricos. Os resultados dos testes de raiz unitária (Tabela 1) confirmam essa pressuposição.

Como descrito nos demais produtos do complexo soja, antes de realizar o teste de cointegração, deve-se identificar o número de defasagens recomendado a ser incorporado no modelo VAR auxiliar. Assim como verificado nos modelos de soja em grão e farelo de soja, conforme dados da Tabela 8, a indicação de duas defasagens no modelo VAR auxiliar também é apontada para o modelo de óleo de soja.

Tabela 8 - Seleção da defasagem VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	220,1595	NA	6,21e-07	-2,940945	-2,859573	-2,907883
1	1083,334	1667,630	6,13e-12	-14,46713	-14,06027	-14,30182
2	1137,704	102,0810*	3,64e-12*	-14,98916*	-14,25681*	-14,69160*
3	1147,878	18,54968	3,94e-12	-14,90991	-13,85207	-14,48010
4	1158,292	18,41855	4,26e-12	-14,83390	-13,45057	-14,27184

Nota 1: valor da verossimilhança (logL), teste de razão de verossimilhança (LR), Erro de Predição Final FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwarz (SC) e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

Nota 2: * indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério, sendo usadas ($n-1$) defasagens no teste de Johansen.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Conforme se verifica pela Tabela 9, o teste de cointegração de Johansen¹² indica que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração foi rejeitada em nível de 5% de acordo com os testes do traço e do máximo autovalor.

Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	48,66953**	0,0418	31,23240**	0,0162
R≤1	17,43713	0,6077	13,43196	0,4133
R≤2	4,005168	0,9032	3,391288	0,9173
R≤3	0,613880	0,4333	0,613880	0,4333

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 10 mostra o vetor de cointegração. Nesse caso, na normalização efetuada, considera-se que o valor da estimativa do

¹² O sumário do teste de cointegração de Johansen indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência.

coeficiente da variável logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do óleo de soja no mês anterior era um.

Tabela 10 - Estimativa do Vetor de cointegração (Normalizado)

LOLEOP(-1)	LIPA(-1)	LOLEOC(-1)	LCAMBIO(-1)	C
1.000000	0,390128	-1,460194	-0,265013	0,874585
	(0,10182)	(0,10486)	(0,08795)	
	[3,83169]	[-13,9248]	[-3,01337]	

Nota 1: LOLEOP = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do óleo de soja no Porto de Paranaguá (FOB – US\$/tonelada), LIPA = logaritmo *neperiano* do Índice de Preços ao Produtor Amplo, LOLEOC = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do óleo de soja (Chicago – US\$/tonelada), LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$).

Nota 2: os valores entre colchetes referem-se à estatística *t*.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Equação 13 retrata a presença de uma relação de longo prazo entre essas variáveis. Os coeficientes estimados para as variáveis correspondem às elasticidades, já que esta equação está definida em termos de logaritmos *neperianos*.

$$LOLEOP_t = -0,8745 - 0,3901LIPA_t + 1,4601LOLEOC_t + 0,2650LCAMBIO_t \quad (13)$$

Os coeficientes das variáveis explicativas do preço médio de exportação do óleo de soja apresentaram os mesmos sinais encontrados nas variáveis explicativas do preço médio de exportação do farelo de soja. Assim, por exemplo, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um acréscimo de 0,26% no preço médio de exportação do óleo de soja, o que caracteriza um repasse incompleto da variação cambial ao preço médio de exportação do óleo de soja.

4 Conclusões

O trabalho realizou uma investigação da sensibilidade dos preços de exportação dos produtos do complexo soja (grão, farelo e óleo) às alterações na taxa de câmbio. Sendo esse complexo importante na geração de divisas para a economia brasileira, analisar como mudanças cambiais são repassadas para os preços se torna relevante na medida em que o grau de repasse (*pass-through*) pode influenciar a competitividade

do produto internacionalmente e, por consequência, a produção e os preços praticados no mercado interno.

Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do complexo soja ocorreu de forma incompleta no período analisado. Contudo, quando analisado o preço de cada produto do complexo separadamente, observou-se que o grão e o óleo de soja apresentaram baixo grau de repasse, enquanto o farelo de soja apresentou sensibilidade praticamente duas vezes mais elevada às variações cambiais.

A partir disso, pode-se concluir que os baixos coeficientes de *pass-through* encontrados para os preços do grão e do óleo determinam que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não diminuem expressivamente os preços de exportação em moeda estrangeira, nesse caso em dólares; o mesmo não ocorreu com o farelo de soja, cujo preço de exportação esteve mais fortemente atrelado às alterações na taxa de câmbio.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade dos produtos do complexo soja brasileiro, 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 complexo soja como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, como o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrente 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.

5 Referências

BELAISCH, Agnes. *Exchange rate pass-through in Brazil*. [S.l.]: International Monetary Found, 2003. (Working paper, 03/141).

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Intercâmbio comercial do agronegócio*: principais mercados e destinos. Brasília, DF: Mapa-Secretaria de Relações Internacionais do Agronegócio, 2011.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CRUZ JÚNIOR, J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42, 2004. *Anais...* Cuiabá: SOBER, 2004. CD-ROM.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, New York, 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*, Chicago, v. 49, p. 1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: Wiley, 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, Afonso; SANZO, Andreu. Exchange rate pass-through: the case of brazilian exports of manufactures. In: WORLD CONGRESS OF INTERNATIONAL ECONOMICS ASSOCIATION, 12., 1999, Buenos Aires. *Anales...* Buenos Aires, INTERNATIONAL ECONOMICS ASSOCIATION, 1999. CD-ROM.

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.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6th 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.

HOLLAND, M.; MARÇAL, E. Taxa de câmbio e exportações. *Valor Econômico* 8 fev. 2010. Disponível em: <<http://j1coreiro.wordpress.com/2010/02/08/taxade-cambio-e-exportacoes-valor-economico-08022010>>. Acesso em: 23 mar. 2010.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, North-Holland, v. 12, p. 231-254, 1988.

KANNEBLEY JUNIOR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 435-464, 2000.

KWIAKOWSKI, D. et al. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, p. 159-178, 1992.

MACIEL, L. F. P. *Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro*. 2006. 44 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, London, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

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*, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 171-205, 2008.

UNITED STATE DEPARTMENT AGRICULTURE. *USDA Agricultural projections to 2017*. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/publications/oce081>>. Acesso em: 6 mar. 2012.

Artigo Recebido em: 20/02/2013

Revisado em: 10/03/2013

Aprovado em: 06/04/2013