

# 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

Leonardo Sangoi Copetti\*  
Kelmara Mendes Vieira\*\*  
Daniel Arruda Coronel\*\*\*

**RESUMO:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e preços de exportação da soja em grão, dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. 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 da soja em grão ocorreu de forma incompleta para os Estados Unidos e para o Brasil, e para a Argentina não foi estatisticamente significativo.

**PALAVRAS-CHAVE:** Soja em Grão; Preços de Exportação; *Pass-Through*.

## TRANSMISSION OF EXCHANGE RATES FOR SOYA EXPORT PRICES: USA, BRAZIL AND ARGENTINA MARKET ANALYSES

**ABSTRACT:** Current research deals with an analysis on the relationship between exchange variations and export prices of soya beans in the USA, Brazil and Argentina, known as *pass-through* of the exchange rate, based on the period between January 2003 and January 2012. Temporal series, especially Error Corrector Vector Model was employed. Results provide data that the *pass-through* degree of the exchange rate for export prices of soya occurred in an incomplete form for the USA and for Brazil, whereas it was statistically insignificant for Argentina.

**KEY WORDS:** Soy Beans; Export Prices; *Pass-Through*.

---

\* Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria – UFSM

\*\* Docente Adjunta do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria - UFSM e Bolsista de Produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)

\*\*\* Docente Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria – UFSM; E-mail de correspondência: daniel.coronel@uol.com.br

## INTRODUÇÃO

Na safra 2011/2012, a produção mundial do grão de soja foi de 257 milhões de toneladas, segundo a *United States Department of Agriculture* (USDA, 2012). Os maiores produtores são os Estados Unidos, com 83,17 milhões de toneladas; o Brasil, com 74 milhões de toneladas; e a Argentina, com 50,5 milhões de toneladas. Juntos, estes países foram responsáveis por aproximadamente 81% da produção mundial.

Estes países destinam parte de sua produção do grão da soja ao mercado externo. Na safra 2011/2012, os Estados Unidos canalizaram 41,72% da produção ao mercado externo; o Brasil destinou 52,70%; e a Argentina com 19,41% de sua produção destinados à exportação (USDA, 2012).

O preço da soja é composto por custos de produção e o sistema de precificação. Entende-se custo de produção todo o material e mão-de-obra necessários para a atividade agrícola na fazenda (custo das sementes, fertilizantes, adubos, herbicidas, maquinário, combustíveis, trabalho braçal, trabalho de operador de máquinas, assistência técnica, armazenamento, etc) (ORTEGA, 2006).

Segundo Tavares (2004), as exportações da soja brasileira perdem em competitividade para os Estados Unidos e Argentina no quesito logística por apresentar maior custo de transporte até os portos. Os Estados Unidos têm boa parte de sua logística por hidrovias e a Argentina se utiliza de rodovias, porém com distâncias curtas até o porto. O Brasil representa com distâncias de mais de mil quilômetros.

Além disso, a cultura da soja perpassa por um sistema de precificação. Dentre as variáveis que influenciam no preço, o presente trabalho utilizar-se-á da variação da taxa de câmbio, enfocando três principais abordagens: a da elasticidade da oferta e demanda; a estrutura do mercado e características dos produtos; e *mark-up*, por ser a abordagem mais completa e atual, o *mark-up* será utilizado para a estimação do modelo proposto.

Para a análise do efeito da taxa de câmbio, um dos aspectos relevantes é o entendimento do funcionamento da política cambial dos países envolvidos. Os Estados Unidos seguem uma política cambial livre flutuante, ou seja, a oferta e a demanda pela moeda é que define o preço pago por ela nas transações. É o *Federal*

*Reserve* que intervém na economia americana de forma a regular os interesses e bom andamento da política econômica e cambial (NEW YORK FED, 2012).

O Brasil desde 1999 adota o Regime de Câmbio Flutuante, ou seja, a taxa de câmbio é definida somente pela demanda e oferta de moeda estrangeira no país. Este regime cambial vigora até os dias de hoje.

A Argentina, por sua vez, adotou a partir de fevereiro de 2002 o regime de câmbio flutuante. Esta mudança se deu principalmente como forma de ajustar a economia aos contínuos déficits na balança comercial (KOSACOFF, 2007).

Os trabalhos que enfocam a transmissão de preços através da variação da taxa de câmbio sugerem um coeficiente de *pass-through* incompleto. Dentre os estudos, cita-se o de Cruz Jr. e Silva (2004), que analisaram a transmissão da variação da taxa de câmbio sobre os produtos agropecuários brasileiros. Também o de Fraga et al. (2008), que estimou o *pass-through* da variação da taxa de câmbio para o grão da soja, bem como o de Tejada e Silva (2008), que aplicaram o mesmo modelo para os principais produtos de exportações brasileiros.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação do grão de soja entre os mercados americano, brasileiro e argentino, no período compreendido entre 01/2003 a 01/2012?

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção são apresentados os procedimentos metodológicos; na seção seguinte, os resultados são discutidos e analisados; e, por fim, são apresentadas as principais conclusões 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  $\lambda$  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:

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

em que:

$PW$  é o preço das exportações mundiais;

$CP / E$  é o custo de exportação em moeda estrangeira, onde  $CP$  é o custo de produção e  $E$  é a taxa de câmbio nominal.

Substituindo a equação (2) em (1) e aplicando-se 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-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

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

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

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 ECONOMETRÍCOS

### 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 et al. (1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>4</sup>.

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

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

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

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro, que se assume ser identicamente e independentemente distribuída.

<sup>4</sup> 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)  $E(Y_t) = m$ , (Variância)  $\text{var}(U_t) = E(U_t - m)^2 = s^2$  e (Covariância)  $\text{cov}(U_t, U_{t+k}) = E[(U_t - m)(U_{t+k} - m)]$ . 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).

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  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = \mathbf{0}$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = \mathbf{0}$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  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:

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

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

### 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 analisada<sup>5</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

5 Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , 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  $X_t \sim CI(d,b)$ .

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

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

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

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

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

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

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - L - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - L - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $D = \alpha \hat{\alpha}'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  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  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  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  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

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

em que:

$\lambda'_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;

$T$  = número de observações.

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

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

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

### 2.2.3 Fonte dos Dados

Os dados para estimação do modelo foram coletados nas seguintes fontes: *United States Department of Agriculture* (USDA), IPEADATA, Ministério do Desen-

volvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) e *Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca Y Alimentación* (SAGPYA). O período analisado foi o de Janeiro/2003 a Janeiro/2012, com cotações mensais, totalizando 109 observações. O período inicial selecionado foi para evitar o efeito da crise cambial na Argentina (FILHO, 2008). Já o período final foi a data em que os modelos foram rodados no *software*. O preço de exportação do grão da soja utilizado para o mercado americano foi o do *Yellow Cash Central Illinois*. Para os mercados brasileiro e argentino, foram utilizados, respectivamente, preços FOB de Paranaguá e preços FOB de Buenos Aires. Os valores do custo de produção para o mercado americano foram utilizados como *proxy* o *Production Index*, índice dos custos de produção para o agricultores. Já para o mercado brasileiro, foi utilizado o Índice de Preços ao Produtor Amplo<sup>6</sup> (IPA), e no mercado argentino, o *Indice de precios básicos del productor* (IPP). A variável CÂMBIO foi, respectivamente, para os mercados americano, brasileiro e argentino a taxa nominal de câmbio para compra no fim do período, calculada em Dólar/Euro, Real/Euro e Peso/Euro. Para o preço internacional do complexo da soja, foram utilizados os preços CIF do Porto de Rotterdam, na Holanda, entrada de produtos na Europa.

Além disso, para a estimação dos modelos, foi utilizado o *software Eviews-7*. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo.

**Tabela 1.** Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas para Estados Unidos, Brasil e Argentina (continua)

Variável	Sigla
Log do preço de exportação do grão da soja nos Estados Unidos	LEUA_G
Log preço de exportação do grão da soja no Brasil	LBRA_G
Log preço de exportação do grão da soja na Argentina	LARG_G
Log custo de produção dos Estados Unidos	LEUA_CP
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log custo de produção na Argentina	LARG_CP
Log taxa de câmbio Dólar/Euro	LEUA_E
Log taxa de câmbio Real/Euro	LBRA_E

6 Em dezembro de 2009, a Fundação Getúlio Vargas publicou um comunicado sobre alteração da metodologia de cálculo do Índice de Preços ao Produtor Amplo. Para efeito de cálculo do índice, foi excluído o Imposto sobre Produtos Industriais e a cobrança de frete. Esta modificação passou a vigorar em abril de 2010.

(conclusão)

Log taxa de câmbio Peso/Euro	LARG_E
Log preço internacional do grão de soja	LINT_G

Fonte: Organização dos autores

### 3 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

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

**Tabela 2.** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação da soja em grão (€/tonelada) para Estados Unidos, Brasil e Argentina, Índices de Custo de Produção para os três países, e Taxa de Câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Estatística de teste	
LEUA_G	intercepto	-1,984286	ns	intercepto	1,012225 ***
LBRA_G	intercepto	-1,955679	ns	intercepto	1,048862 ***
LARG_G	intercepto	-1,777950	ns	intercepto	1,072270 ***
LEUA_CP	intercepto	0,039358	ns	intercepto	1,289061 ***
LBRA_CP	intercepto	-3,050533	**	intercepto	1,210319 ***
LARG_CP	intercepto	-0,560657	ns	intercepto	1,330010 ***
LEUA_E	intercepto	-3,197383	**	intercepto	0,948914 ***
LBRA_E	intercepto	-1,529251	ns	intercepto	0,719923 **
LARG_E	intercepto	-2,384810	ns	intercepto	1,283861 ***
LINT_G	intercepto	-1,892280	ns	intercepto	1,081951 ***

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries são foram estacionárias em nível, com 5% de significância, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Já os resultados da Tabela 3 indicam que, efetuada a primeira diferença, as séries tornam-se estacionárias.

**Tabela 3.** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação da soja em grão (€/tonelada) para Estados Unidos, Brasil e Argentina, Índices de Custo de Produção para os três países, e Taxa de Câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LEUA_G	intercepto	-7,146968	***	Intercepto	0,050118	ns
LBRA_G	intercepto	-8,717324	***	Intercepto	0,061459	ns
LARG_G	intercepto	-8,145964	***	Intercepto	0,057975	ns
LEUA_CP	intercepto	-7,134033	***	Intercepto	0,067872	ns
LBRA_CP	intercepto	-4,113490	***	Intercepto	0,386338	*
LARG_CP	intercepto	-4,900022	***	Intercepto	0,271578	ns
LEUA_E	intercepto	-7,767806	***	Intercepto	0,312624	ns
LBRA_E	intercepto	-8,350207	***	Intercepto	0,226573	ns
LARG_E	intercepto	-9,442226	***	Intercepto	0,312127	ns
LINT_G	intercepto	-7,631788	***	Intercepto	0,062590	ns

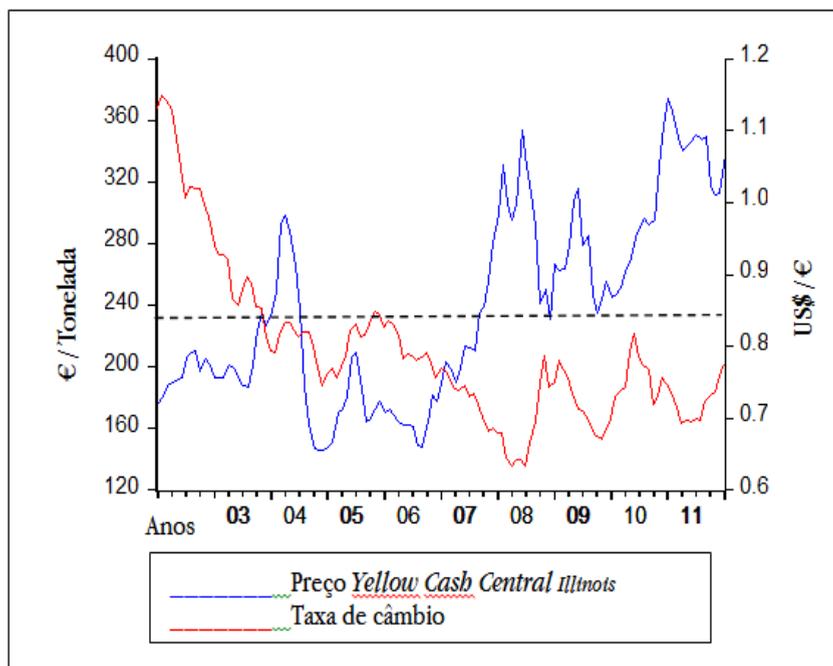
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuados 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 três países.

### 3.1 ESTADOS UNIDOS

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do grão de soja nos Estados Unidos e a taxa de câmbio nominal (US\$/€) de janeiro de 2003 até janeiro de 2012. A linha tracejada refere-se à média do preço do grão de soja no *Yellow Cash Central Illinois* (238,10 €), expresso em € / tonelada.



**Figura 1.** Relação entre preço médio de exportação do grão de soja (€/Tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do grão de soja no *Yellow Cash Central Illinois* (€/tonelada) = 238,10 €.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir da Figura 1, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4.** Critério de defasagem do VAR auxiliar para o grão de soja dos EUA (continua)

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	401.4100	NA	4.49e-09	-7.869504	7.765935	-7.827576
1	897.4054	942.8825	3.35e-13	-17.37436	16.85652*	-17.16473

(conclusão)

2	923.4094	47.37363*	2.75e-13*	-17.57246*	16.64034	-17.19511*
3	934.5610	19.43240	3.04e-13	-17.47645	16.13006	-16.93139
4	945.4687	18.14357	3.39e-13	-17.37562	15.61494	-16.66285

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.

Com base nos dados da Tabela 4, é possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que dos cinco critérios considerados, quatro apresentaram a mesma quantidade de defasagens ótimas ou seja, duas; apenas o Critério de Informação de Schwarz (SC) indicou que o número de defasagens do VAR auxiliar deveria ser 1 (uma).

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência.

**Tabela 5.** Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja dos EUA

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	58.09928**	0.0041	34.93824**	0.0047
R≤1	23.16104	0.2382	13.25402	0.4291
R≤2	9.907022	0.2879	9.810332	0.2247
R≤3	0.096690	0.7558	0.096690	0.7558

Nota: \*\* significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 6 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas, indicando as elasticidades. A variável custo de produção (LEUA\_CP) não foi significativa ao nível de 5%.

**Tabela 6.** Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o grão da soja dos EUA

LEUA_G (-1)	LEUA_CP (-1)	LEUA_E (-1)	LINT_G (-1)	C
1.000000	0.236708	-0.649669	-1.445353	1.315139
	(0.13185)	(0.17521)	(0.07702)	
	[1.79527]	[-3.70801]	[-18.7654]	

Nota 1: LEUA\_G = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do grão de soja em *Yellow Cash Central Illinois* (€ / tonelada); LEUA\_CP = logaritmo *neperiano* do Índice de custos de produção americano; LEUA\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (US\$/€); LINT\_G = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do grão de soja (Rotterdam – € / tonelada). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão, e os entre colchetes, à estatística t.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Equação 11, verifica-se que os acréscimos ao custo de produção americano (*Production Index*) não influenciam o preço médio de exportação da soja em grão no *Yellow Cash Central Illinois*.

$$LEUA\_G_t = -1,3151 + 0,6497LEUA\_E_t + 1,4454LINT\_G_t \quad (11)$$

Além disso, o aumento de 1% no preço médio internacional da soja em grão (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um aumento de 1,45% no preço médio de exportação do grão da soja no *Yellow Cash Central Illinois*.

Também é possível inferir que o aumento de 1% na taxa de câmbio (dólar/euro) determina um acréscimo de 0,65% no preço médio de exportação do grão da soja no *Yellow Cash Central Illinois*. Além disso, como o coeficiente de *pass-through* (-0,65) ficou entre 0 e -1, ele é dito como incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente o preço médio de exportação do grão de soja.

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

**Tabela 7.** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão da soja dos EUA (continua)

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	3.563051	NA*	3.596664	NA*	23.14210	0.1100
2	20.13329	0.2143	20.48253	0.1993	19.30235	0.2533

							(conclusão)
3	32.01024	0.4662	32.70208	0.4323	13.31253	0.6498	
4	48.39059	0.4571	49.71856	0.4047	17.96187	0.3261	
5	64.07145	0.4740	66.16809	0.4019	15.68992	0.4748	
6	79.79313	0.4855	82.82373	0.3923	16.52271	0.4171	
7	104.4840	0.2601	109.2430	0.1679	24.96466	0.0705	
8	118.9942	0.3077	124.9257	0.1903	14.96839	0.5270	
9	129.3084	0.4510	136.1871	0.2937	10.72743	0.8260	
10	148.3982	0.3837	157.2450	0.2128	19.13187	0.2619	
11	176.3340	0.1786	188.3818	0.0620	29.53719	<b>0.0206</b>	
12	206.4508	0.0579	222.3028	<b>0.0103</b>	33.40036	<b>0.0065</b>	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

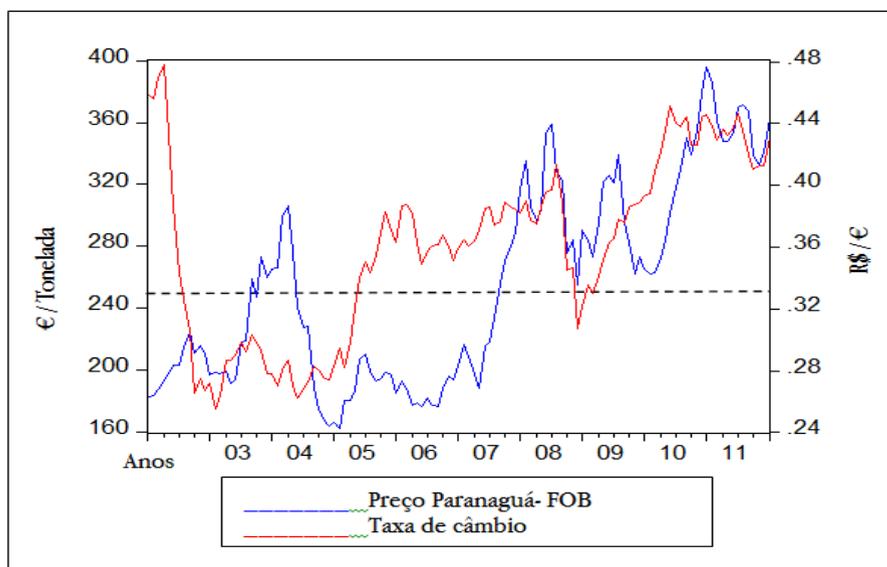
Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até dez defasagens os dois testes indicam a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero. Desta forma, o modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

É possível inferir que os subsídios dados pelo governo americano aos produtores e exportadores (SAMPAIO et al., 2012) tenham distorcido o relacionamento entre as variáveis custos de produção americanos (LEUA\_CP) e preço médio de exportação do grão soja (LEUA\_G).

Além disso, é importante salientar a influência da taxa de câmbio (dólar/euro) sobre o preço de exportação na ordem de 65%. Este fato indica que as políticas cambiais adotadas pelos Estados Unidos terão uma eficiência parcial sobre o preço de exportação desta *commodity*.

### 3.2 BRASIL

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do grão de soja no Brasil e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2003 até janeiro de 2012. A linha tracejada refere-se à média do preço do grão de soja no Porto de Paranaguá (254,90 €), expresso em € / tonelada.



**Figura 2** - Relação entre preço médio de exportação do grão de soja (€ / tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do grão de soja no Porto de Paranaguá - FOB (€ / tonelada) = 254,90 €

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

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

**Tabela 8.** Critério de defasagem VAR para o grão de soja do Brasil

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	341.1405	NA	1.48e-08	-6.676049	-6.572480	-6.634121
1	921.9178	1104.052	2.06e-13	-17.85976	-17.34191*	-17.65012
2	951.6021	54.07836	<b>1.57e-13*</b>	<b>-18.13073*</b>	-17.19861	<b>-17.75339*</b>
3	964.7314	22.87872	1.67e-13	-18.07389	-16.72749	-17.52883
4	983.2579	30.81642*	1.60e-13	-18.12392	-16.36324	-17.41115

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 análise da Tabela 8 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas). Dos cinco critérios considerados, três apresentaram a mesma quantidade de defasagens; o critério de Informação de Schwarz (SC) indicou que o número de defasagens do VAR auxiliar deveria ser 1 (uma) e o teste de razão de verossimilhança (LR) apontou que o ideal seriam 4 (quatro). Para o estudo, optou-se pela inserção de 2 (duas) defasagens no VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com a Tabela 9).

**Tabela 9.** Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja do Brasil

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	53.29742**	0.0141	31.97020**	0.0128
R≤1	21.32723	0.3375	14.73468	0.3079
R≤2	6.592544	0.6254	4.711110	0.7778
R≤3	1.881434	0.1702	1.881434	0.1702

Nota: \*\* significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 10 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas, indicando as elasticidades.

**Tabela 10.** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o grão da soja do Brasil

(continua)				
LBRA_G (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_G (-1)	C
1.000000	0.878283	-0.183428	-1.535829	-2.212700
	(0.21676)	(0.17401)	(0.10030)	

(conclusão)

[4.05193] [-1.05414] [-15.3129]

Nota 1: LBRA\_G = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do grão de soja em Paranaguá – FOB (€ / tonelada); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do Índice de custos de produção brasileiro; LBRA\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (R\$/€); LINT\_G = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do grão de soja (Rotterdam – € / tonelada); Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão e os entre colchetes à estatística *t*.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Equação 12, verifica-se que o acréscimo de 1% no custo de produção brasileiro (IPA-OG) ocasiona um decréscimo de 0,88% no preço médio de exportação no grão de soja em Paranaguá-PR.

$$LBRA\_G_t = 2,2127 \cdot 0,8783LBRA\_CP_t + 1,5358LINT\_G_t \quad (12)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do grão de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um aumento de 1,54% no preço médio de exportação no grão de soja brasileiro.

Também é possível inferir que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço médio de exportação do grão de soja, pois o coeficiente de *pass-through* não foi significativamente diferente de zero.

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

**Tabela 11.** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC do grão da soja no Brasil (continua)

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	3.351831	NA*	3.383452	NA*	17.11597	0.3781
2	15.78926	0.4678	16.05778	0.4489	15.43486	0.4930
3	35.84931	0.2926	36.69649	0.2601	20.27784	0.2080
4	47.59963	0.4892	48.90313	0.4366	11.77425	0.7594
5	62.30861	0.5365	64.33314	0.4648	14.79140	0.5400

						(conclusão)
6	88.40258	0.2436	91.97725	0.1697	27.54418	0.0358
7	95.91244	0.4833	100.0128	0.3693	7.622373	0.9593
8	108.8651	0.5662	114.0121	0.4293	13.10781	0.6649
9	122.5799	0.6186	128.9865	0.4589	13.80189	0.6135
10	141.6862	0.5389	150.0625	0.3477	19.48154	0.2445
11	155.7130	0.5810	165.6965	0.3625	14.75462	0.5427
12	170.6547	0.5996	182.5256	0.3523	15.56875	0.4834

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Como se pode analisar na Tabela 11, até 12 defasagens, os dois testes indicam a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero. Desta forma, o modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Os resultados encontrados para o grão de soja estão em consonância com o trabalho de Machado e Margarido (2001). Estes autores concluíram que os preços tanto do mercado brasileiro quanto do argentino seguem os do mercado americano (da CBOT) e do europeu (Porto de Rotterdam na Holanda), fato observado na análise da equação  $X_4$  revelando que o aumento do preço do grão de soja europeia produziu (ao longo do período de análise deste estudo) um acréscimo no preço do grão da soja brasileira mais do que proporcional.

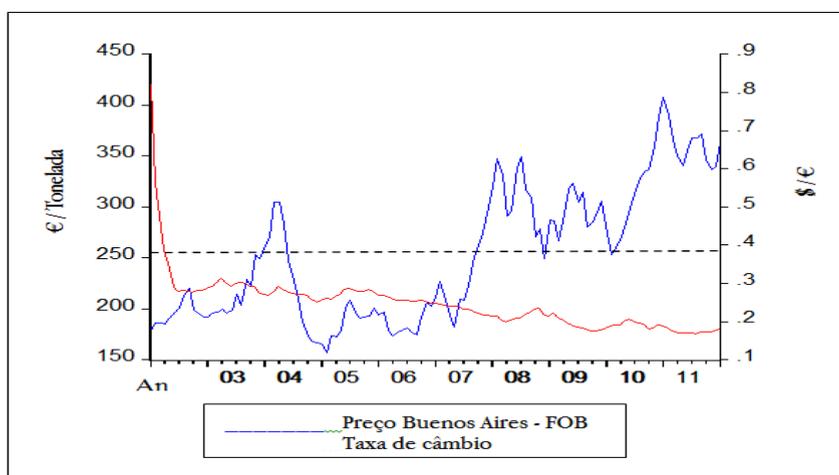
Entretanto, os resultados estão em discordância dos encontrados por Fraga et al. (2008). Estes autores encontraram um *pass-through* de -0,34 para o grão da soja brasileiro. Vale destacar que o presente estudo utilizou a taxa de câmbio Real/Euro (R\$/€), e os preços de exportação do mercado brasileiro e do mercado internacional foram convertidos em Euro (€). Somado a isto, o período de análise foi outro, pois, enquanto Fraga et al. (2008) utilizaram o período de julho de 1994 a dezembro de 2004, o presente estudo analisou as cotações de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

De acordo com o modelo para análise do *pass-through* proposto por Ferreira e Sanso (1999), quando este coeficiente é igual a zero ( $\phi_2 = 0$ ), significa que a taxa de câmbio (Real/Euro) não exerce influência sobre preços de exportação.

Para este produto, a taxa de câmbio Real/Dólar exerce influência sobre o preço de exportação, conforme já comprovado em estudos anteriores, tais como os de Cruz Jr. e Silva (2004), Fraga et al., (2008), Tejada e Silva (2008), Copetti et al., (2012) e Bender Filho et al., (2013).

### 3.3 ARGENTINA

Na Figura 3, é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do grão de soja na Argentina e a taxa de câmbio nominal (\$/€) de janeiro de 2003 até janeiro de 2012. A linha tracejada refere-se à média do preço do grão de soja em Buenos Aires (252,68 €) expresso em € / tonelada.



**Figura 3** - Relação entre preço médio de exportação do grão de soja (€ / tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do grão de soja Buenos Aires - FOB (€ / tonelada) = 252,68 €

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Para a realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 12).

**Tabela 12.** Critério de defasagem VAR para o grão de soja da Argentina

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	333.0060	NA	1.74e-08	-6.514969	-6.411400	-6.473042
1	933.0009	1140.584	1.65e-13	-18.07923	-17.56138*	-17.86959*
2	949.7169	<b>30.45296*</b>	<b>1.63e-13*</b>	<b>-18.09340*</b>	-17.16128	-17.71605
3	959.6426	17.29620	1.85e-13	-17.97312	-16.62672	-17.42806
4	971.1837	19.19715	2.03e-13	-17.88483	-16.12415	-17.17205

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 análise da Tabela 12 indicou que o número de defasagens a serem incluídas no VAR auxiliar é de 2 (duas). Dos cinco critérios considerados, três apresentaram a mesma quantidade de defasagens ótimas, Critério de Informação de Schwarz (SC) e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ) indicaram que o número de defasagens ótimas é 1 (uma).

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com a Tabela 13). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, sem intercepto e sem tendência.

**Tabela 13.** Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja da Argentina

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	<b>58.75690**</b>	<b>0.0003</b>	<b>30.96192**</b>	<b>0.0051</b>
R≤1	27.79498**	0.0173	17.55839	0.0542
R≤2	10.23660	0.1091	7.215765	0.2313
R≤3	3.020831	0.0973	3.020831	0.0973

Nota: \*\* significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 14 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas, indicando as elasticidades. As variáveis custo de produção (LARG\_CP) e taxa de câmbio (LARG\_E) apresentaram-se não significativas ao nível de 5%.

**Tabela 14.** Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o grão de soja da Argentina

LARG_G (-1)	LARG_CP (-1)	LARG_E (-1)	LINT_G (-1)
1.000000	0.183681	0.854197	-1.023347
	(0.43630)	(0.50741)	(0.37541)
	[0.42099]	[1.68346]	[-2.72594]

Nota 1: LARG\_G = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do grão de soja em Buenos Aires – FOB (€ / tonelada); LARG\_CP = logaritmo *neperiano* do Índice de custos de produção argentino; LARG\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (\$/€); LINT\_G = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do grão de soja (Rotterdam – € / tonelada); Nota 2: os valores entre colchetes referem-se à estatística *t*.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Equação 13, verifica-se que o custo de produção argentino não apresenta relação com o preço médio de exportação do grão de soja em Buenos Aires.

$$\text{LARG\_G}_t = + 1,0233\text{LINT\_G}_t \quad (13)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do grão de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um aumento de 1,02% no preço médio de exportação no grão de soja argentino.

Também é possível inferir que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço médio de exportação do grão de soja, pois o coeficiente de *pass-through* não foi significativamente diferente de zero.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo estimado, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 15.

**Tabela 15.** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão de soja da Argentina

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	2.617615	NA*	2.642310	NA*	22.14955	0.1384
2	23.28461	0.1063	23.70296	0.0962	21.82430	0.1490
3	42.05213	0.1100	43.01185	0.0925	20.01234	0.2197
4	48.24075	0.4631	49.44081	0.4155	6.680653	0.9789
5	64.54177	0.4575	66.54089	0.3896	16.39883	0.4255
6	69.56238	0.7912	71.85976	0.7302	5.779034	0.9903
7	91.96578	0.5976	95.83140	0.4857	22.96997	0.1145
8	112.6446	0.4651	118.1813	0.3264	21.87707	0.1472
9	125.0758	0.5566	131.7541	0.3921	13.56350	0.6312
10	140.2270	0.5734	148.4672	0.3822	16.57914	0.4133
11	153.6067	0.6274	163.3801	0.4110	14.10215	0.5911
12	170.0145	0.6130	181.8604	0.3653	17.27397	0.3681

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Como se pode analisar na Tabela 15, até 12 defasagens, os dois testes indicam a rejeição da hipótese nula que a correlação serial é diferente de zero. Desta forma, o modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

A análise da Equação 13 demonstra que somente o preço médio internacional do grão de soja exerce influência sobre o preço médio de exportação do grão de soja na Argentina. Este fato já foi analisado por Machado e Margarido (2001), demonstrando que os preços de Rotterdam precedem (causam) os preços de exportação do grão de soja no mercado argentino, mercado visto como tomador de preços.

Além disso, o resultado do coeficiente de *pass-through* que foi igual a zero está em consonância com o trabalho de Copetti et al. (2012), indicando que políticas cambiais do governo argentino não terão influência sobre a competitividade do exportador.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho realizou uma investigação da sensibilidade dos preços de exportação da soja em grão às alterações na taxa de câmbio dos Estados Unidos, Brasil e Argentina. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para o grão de soja foi incompleto para os Estados Unidos, e para o Brasil e Argentina o mesmo não foi estatisticamente significativo.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado para os preços do grão dos Estados Unidos determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não diminuem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade dos produtos da soja em grão, 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 de soja em grão 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 decorrentes de depreciações cambiais. Fatores esses para os quais se sugere um maior aprofundamento em pesquisas futuras, como forma de possibilitar um diagnóstico mais detalhado do comportamento dos preços de exportação no mercado internacional.

#### REFERÊNCIAS

BENDER FILHO, R. et al. Impactos da abertura comercial brasileira na transmissão de preços de soja em grãos no mercado internacional. **RBEE. Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 12, p. 63-79, 2012.

BENDER FILHO, R. et al. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. **Revista Ciências Administrativas (UNIFOR)**, v. 19, n. 1, p. 01-20, 2013.

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

COPETTI, L. S. et al. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. **Custos e Agronegócios Online**, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./set. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 47, 2004, Cuiabá-MT. **Anais...** Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2004.

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

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

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

FERREIRA, A.; SANSO, A. **Exchange rate pass-through: the case of brazilian exports of manufactures**. In: XII World Congress of International Economics Association, Buenos Aires, 1999.

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

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6. ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. Lon-

don: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

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

KOSACOFF, B. **Crisis, recuperación y nuevos dilemas: La economía argentina 2002–2007**. Santiago do Chile: CEPAL, 2007.

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

MACHADO, E. L.; MARGARIDO, M. A. Seasonal Price Transmission in Soybean International Market: The case of Brazil and Argentina. **Pesquisa e Debate**, São Paulo, v. 12, n.1, p.92-106, 2001.

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

NEW YORK FED. **Open Market Operations**. Disponível em: <http://www.newyorkfed.org/markets/openmarket.html>. Acesso em 10 jan., 2012.

ORTEGA, E. A soja no Brasil: modelos de produção, custos, lucros, externalidades, sustentabilidade e políticas públicas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROECOLOGIA, 1., 2006, Campinas. **Anais...** Camaragibe: Associação Brasileira de Agroecologia, 2006.

SAMPAIO, L. et al. Fatores determinantes da competitividade dos principais países Exportadores do complexo soja no mercado internacional. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 14, n. 2, p. 227-242, 2012.

TAVARES, C. E. C. **Fatores críticos à competitividade da soja no Paraná e no Mato Grosso**. Brasília, 15 de jul. 2004.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. *O pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 171-205, jan./mar 2008.

UNITED STATES DEPARTAMENTO OF AGRICULTURE (USDA). Disponível em:  
<[www.usda.gov](http://www.usda.gov)>. Acesso em: 03 jan. 2012.

*Recebido em: 01 abril de 2013*

*Aceito em: 08 maio de 2013*