

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**

**TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE
CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO
COMPLEXO DA SOJA: ANÁLISE DOS MERCADOS
DOS ESTADOS UNIDOS, DO BRASIL E DA
ARGENTINA**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Leonardo Sangoi Copetti

**Santa Maria, RS, Brasil
2013**

**TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO
PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO COMPLEXO DA
SOJA: ANÁLISE DOS MERCADOS DOS ESTADOS UNIDOS,
DO BRASIL E DA ARGENTINA**

Leonardo Sangoi Copetti

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Administração, Área de Concentração em Economia, Controle e Finanças, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Administração.**

Orientadora: Dr^a Kelmara Mendes Vieira

**Santa Maria, RS, Brasil
2013**

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Sociais e Humanas
Programa de Pós-Graduação em Administração**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

elaborada por
Leonardo Sangoi Copetti

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Administração

COMISSÃO EXAMINADORA:

Kelmara Mendes Vieira, Dra.
(Presidente/Orientador)

Daniel Arruda Coronel, Dr. (UFSM)

João Fernando Zamberlan, Dr. (UFSM)

Santa Maria, 20 de fevereiro de 2013.

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Administração
Universidade Federal de Santa Maria

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO COMPLEXO DA SOJA: ANÁLISE DOS MERCADOS DOS ESTADOS UNIDOS, DO BRASIL E DA ARGENTINA

AUTOR: LEONARDO SANGOI COPETTI

ORIENTADORA: DRA. KELMARA MENDES VIEIRA

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 20 de fevereiro de 2013.

Este trabalho teve como objetivo principal analisar se há diferença na transmissão da variação cambial nos preços de exportação (coeficiente de *pass-through*) do complexo da soja (grão, farelo e óleo) entre Estados Unidos, Brasil e Argentina. Além disso, os objetivos específicos foram de a) Descrever as características dos mercados americano, brasileiro e argentino no que tange as exportações do complexo da soja; b) Estimar o grau de *pass-through* dos mercados americano, brasileiro e argentino; e c) Analisar as diferenças entre o grau de *pass-through* entre os três países. O período de análise foi de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Como método, utilizou-se econometria de séries temporais para estimação do modelo proposto, seguindo os procedimentos: verificação da estacionariedade das séries; seleção de defasagem para o VAR auxiliar; teste de cointegração de Johansen; estimação do vetor de cointegração; e testes diagnósticos para o modelo. Como resultados, observou-se que Estados Unidos é o mais competitivo no repasse cambial para o preço de exportação do grão e do farelo de soja. Já para o óleo de soja, o país mais competitivo no repasse cambial é a Argentina.

Palavras-chave: Soja. Taxa de câmbio. *Pass-through*. Estados Unidos. Brasil. Argentina. Grão. Farelo. Óleo. Transmissão de preços. Exportação.

ABSTRACT

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Administração
Universidade Federal de Santa Maria

TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE CHANGES FOR EXPORT PRICES OF SOYBEAN COMPLEX: REVIEW OF MARKETS IN THE UNITED STATES OF BRAZIL AND ARGENTINA

AUTHOR: LEONARDO SANGOI COPETTI

ADVISOR: DRA. KELMARA MENDES VIEIRA

Date and Location of Defense: Santa Maria, 20th february, 2013.

This study aimed to examine whether there are differences in the transmission of exchange rate changes on export prices (coefficient of pass-through) the soy complex (beans, meal and oil) between the United States, Brazil and Argentina. Moreover, the specific objectives were to a) describe the characteristics of American markets, Brazil and Argentina in terms of the exports of soybean complex, b) estimate the degree of pass-through of American markets, Brazil and Argentina, and c) review differences in the degree of pass-through between the three countries. The analysis period was from January 2003 to January 2012. As a method, we used time series econometrics to estimate the proposed model, the following procedures: checking the stationarity of the series; selection of lag for the VAR auxiliary; Johansen cointegration test, estimating the cointegration vector, and diagnostic tests for model. The results showed that the United States is the most competitive in the passthrough to the export price of grain and soybean meal. As for soybean oil, the most competitive country in the passthrough is Argentina.

Keywords: Soy. Exchange rate. Pass-through. USA. Brazil. Argentina. Soybean. Meal. Oil. Price transmission. Export.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Volume das exportações americanas do complexo da soja de 2003 até 2011.	15
Tabela 2 - Volume das exportações brasileiras do complexo da soja de 2003 até 2011.....	16
Tabela 3 - Volume das exportações Argentinas do complexo da soja de 2003 até 2011.....	17
Tabela 4 - Taxas geométricas de crescimento com base no volume exportado do complexo da soja de 2003 até 2011 para Estados Unidos, Brasil e Argentina.	18
Tabela 5 - Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (€/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 janeiro de 2003 a janeiro de 2012.	32
Tabela 6 - Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (€/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 janeiro de 2003 a janeiro de 2012.	33
Tabela 7 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o grão de soja dos EUA.	36
Tabela 8 - Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja dos EUA.....	36
Tabela 9 - Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o grão da soja dos EUA.	37
Tabela 10 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão da soja dos EUA.	38
Tabela 11 - Critério de defasagem VAR para o farelo de soja dos EUA.	40
Tabela 12 - Teste de cointegração de Johansen para o farelo de soja dos EUA.	40
Tabela 13 - Estimativa do Vetor de co-integração (normalizado) para o farelo de soja dos EUA.	41
Tabela 14 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o farelo de soja dos EUA.	42
Tabela 15 - Critério de defasagem VAR para o óleo de soja dos EUA.	44
Tabela 16 - Teste de cointegração de Johansen para o óleo de soja dos EUA.....	45
Tabela 17 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para óleo de soja dos EUA. .	45
Tabela 18 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o óleo de soja dos EUA.	46
Tabela 19 - Critério de defasagem VAR para o grão de soja do Brasil.	49
Tabela 20 - Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja do Brasil.....	49
Tabela 21 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o grão da soja do Brasil.	50
Tabela 22 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC do grão da soja no Brasil.....	51
Tabela 23 - Critério de defasagem VAR para o farelo de soja do Brasil.	54
Tabela 24 - Teste de cointegração de Johansen para o farelo de soja do Brasil.....	54
Tabela 25 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o farelo de soja do Brasil.	55

Tabela 26 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o farelo de soja do Brasil.....	56
Tabela 27 - Critério de defasagem VAR para o óleo de soja do Brasil.....	58
Tabela 28 - Teste de cointegração de Johansen para o óleo de soja do Brasil.	59
Tabela 29 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o óleo de soja do Brasil.	59
Tabela 30 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o óleo de soja do Brasil.....	60
Tabela 31 - Critério de defasagem VAR para o grão de soja da Argentina.	63
Tabela 32 - Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja da Argentina.....	63
Tabela 33 - Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o grão de soja da Argentina.	64
Tabela 34 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão de soja da Argentina.	65
Tabela 35 - Critério de defasagem VAR para o farelo de soja da Argentina.....	67
Tabela 36 - Teste de cointegração de Johansen para o farelo de soja da Argentina.	67
Tabela 37 - Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o farelo da Argentina. .	68
Tabela 38 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o farelo de seoja da Argentina.	68
Tabela 39 - Critério de defasagem VAR para o óleo de soja da Argentina.	71
Tabela 40 - Teste de cointegração de Johansen para o óleo de soja da Argentina.....	71
Tabela 41 - Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o óleo de soja da Argentina.	72
Tabela 42 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o óleo de soja da Argentina.	73
Tabela 43 - síntese dos resultados obtidos para todos os modelos estimados para o grão de soja, o farelo de soja e o óleo de soja dos três países (EUA, Brasil e Argentina) no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.....	74

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	8
1.1 Objetivos.....	10
1.2 Justificativa	11
1.3 Estrutura do trabalho	12
2 REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1 Lei do preço único (LPU)	13
2.2 Panorama do complexo da soja	15
2.3 Transmissão de preços: estudos empíricos.....	18
3 MÉTODO	22
3.1 Modelos de transmissão de preços	22
3.2 Fonte dos dados.....	30
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	32
4.1 Estados Unidos.....	34
4.2 Brasil	47
4.3 Argentina	61
4.4 Síntese dos Resultados.....	73
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	75
6 REFERÊNCIAS	77

1 INTRODUÇÃO

A produção mundial do grão de soja, segundo a *United States Departamento of Agriculture* (USDA, 2012) na safra 2011/2012 foi de 257 milhões de toneladas, sendo que a produção dos Estados Unidos foi de 83,17 milhões de toneladas, a do Brasil de 74 milhões de toneladas e a da Argentina de 50,5 milhões de toneladas, juntos estes países foram responsáveis por aproximadamente 81% da produção mundial.

No quesito exportação, cada um destes países destinou parte de sua produção do grão da soja ao mercado externo. Estados Unidos, por exemplo, canalizou nesta última safra cerca de 41,72% da produção ao mercado externo, já o Brasil destinou aproximadamente 52,70% no mesmo período. A exportação Argentina totalizou 19,41% de sua produção (USDA, 2012).

O farelo de soja também teve sua representatividade de produção nestes três países na safra 2011/2012. Estados Unidos com cerca de 35,09, Argentina, 30,79, e Brasil, 28,29 milhões de toneladas. Somados Estados Unidos, Brasil e Argentina correspondem a mais da metade da produção mundial do farelo de soja.

Da mesma forma, parte da produção de cada país do farelo de soja foi destinada ao mercado externo. Estados Unidos destinou 22,74% à exportação, já o Brasil e a Argentina exportaram, respectivamente, 52,14% e 96,65% da produção do farelo de soja.

Em relação ao óleo de soja, a produção atual foi de 8,44 milhões de toneladas para Estados Unidos, 7,03 milhões de toneladas para o Brasil, e 7,55 milhões de toneladas para Argentina. Estados Unidos exportara aproximadamente 6,40% de sua produção de óleo de soja, Brasil 23,47%, e Argentina 63,97%. Os três países representam também mais da metade da produção global do óleo de soja.

O preço da soja é composto por custos de produção e o sistema de precificação. Por custos de produção entende-se 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), a soja brasileira perde em competitividade para Estados Unidos e Argentina no quesito logística para a exportação. Enquanto Estados Unidos tem boa parte de sua logística por hidrovias e a Argentina que se utiliza de rodovias, porém com

distâncias curtas até o porto que leva ao mercado internacional. O Brasil, por outro lado, é o país com maior custo de transporte até os portos, 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. Estados Unidos segue uma política cambial livre flutuante, ou seja, a oferta e 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).

Na década de 1990 houve um movimento pela abertura comercial no Brasil e na Argentina. Por um lado, o Brasil passava por eliminação de barreiras não-tarifárias e redução de alíquotas de importação, ainda sob governo do Presidente Fernando Collor de Mello (1990-92). Neste sentido, houve a exposição da produção e indústria brasileira à competitividade mundial. Para Rufato & Medeiros (2004), a abertura comercial brasileira iniciada na década de 1990 contribuiu para o incremento da produção do complexo da soja, pois o setor teve que buscar eficiência em seus processos e obter ganhos em escala para competir nos mercados internos e externos. Além disso, com a abertura comercial, verificou-se uma substituição na participação dos Estados Unidos e Argentina, com a Argentina desempenhando uma maior influência na formação dos preços brasileiros (CORONEL *et al.*, 2010).

Em 1995, já com o Plano Real, o governo brasileiro adotou o regime de Bandas Cambiais com limites de flutuação. Segundo Silva (2002), o Regime de Bandas Cambiais são limites de flutuação da taxa de câmbio que do governo propõe para o câmbio, se a taxa extrapolar os limites definidos o governo intervém na economia comprando ou vendendo moeda estrangeira de forma a manter as metas.

Já a partir de 1999 o Brasil 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 o modelo *currency board* para a taxa de câmbio a partir 1991, ou seja, o regime de câmbio fixo. Através deste modelo a moeda Argentina ficou por 10 anos atrelada ao dólar na paridade de 1 para 1. O modelo é aplicado em países que estão passando ou passaram por crises prolongadas na economia e tem como objetivo evitar a excessiva desvalorização do câmbio e crescimento exagerado na inflação (BATISTA, 2002).

Foi a partir de fevereiro de 2002 que o governo Argentino trocou o regime de câmbio fixo pelo livre 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. & 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 complexo da soja (grão, farelo e azeite) entre os mercados americano, brasileiro e argentino, no período compreendido entre 01/2003 a 01/2012?

1.1 Objetivos

Neste tópico apresentam-se os objetivos da presente pesquisa, partindo do objetivo geral e a seguir os objetivos específicos.

1.1.1 Objetivo Geral

Analisar se há diferença na transmissão da variação cambial nos preços de exportação (coeficiente de *pass-through*) do complexo da soja (grão, farelo e óleo) entre Estados Unidos, Brasil e Argentina.

1.1.2 Objetivos Específicos

Além disso, pretende-se alcançar os seguintes objetivos específicos:

- a) Descrever as características dos mercados americano, brasileiro e argentino no que tange as exportações do complexo da soja;
- b) Estimar o grau de *pass-through* dos mercados americano, brasileiro e argentino; e
- c) Analisar as diferenças entre o grau de *pass-through* entre os três países.

1.2 Justificativa

O presente trabalho investiga a influência da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação do complexo da soja. Este tema é relevante na medida em que é controverso nos círculos de pesquisa em economia e finanças. Para Nakaschi *et al.* (2008), por exemplo, a taxa de câmbio exerce pouca ou nenhuma participação no crescimento e na competitividade das exportações, na medida em que há outras variáveis que possuem maior influência tais como os juros e o crescimento mundial.

Em contraposição a este argumento, Gala (2007) diz que a taxa de câmbio tem grande influência sobre o aumento de produtividade, investimentos e, conseqüentemente, sobre o crescimento e competitividade das exportações. Além disso, convém destacar a participação do agronegócio e do complexo da soja para a receita de exportação dos três países em estudo.

Estados Unidos obteve uma receita de exportação no ano de 2011 de 1.354,10 bilhões de dólares, dos quais 124,57 bilhões corresponderam ao agronegócio e 15,68 bilhões de dólares do complexo da soja. Este teve uma participação de 12,59% sobre o total do agronegócio e 1,16% sobre o total geral das exportações.

Brasil teve uma exportação total de 256,04 bilhões de dólares, dos quais 63 bilhões foram do agronegócio e 24,11 bilhões do complexo da soja. A participação do complexo da soja sobre o total geral das exportações foi de 9,42% e sobre o total do agronegócio foi de 38%.

Argentina, por sua vez, teve um total de 84,27 bilhões de dólares exportados. Destes mais de oitenta e quatro bilhões, 47,03 bilhões foram às exportações do agronegócio,

representando mais da metade do total exportado. O complexo da soja exportou 20,05 bilhões de dólares. Este teve uma participação sobre o total exportado de 23,79% e sobre o total do agronegócio de 42,63%.

Neste contexto, ilustrando a importância do estudo da taxa de câmbio, do agronegócio e do complexo da soja para a economia dos países em estudo, principalmente no Brasil e na Argentina, o presente estudo insere-se na medida em que analisa a transmissão de preços de exportação diante da variação da taxa de câmbio.

1.3 Estrutura do trabalho

O presente trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, é apresentado o referencial teórico do trabalho com um panorama geral do complexo da soja nos três países, bem como estudos empíricos sobre transmissão de preços. Na terceira parte é apresentado o método com a coleta dos dados e os procedimentos econométricos e testes estatísticos a serem realizados. Na quarta seção são apresentados os resultados e a análise com base nas pesquisas anteriores sobre o tema. Por fim, na quinta seção são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo será dividido em três partes. A primeira apresenta a Lei do Preço único. A segunda trata do panorama geral do complexo da soja nos três países foco do estudo. E a terceira apresenta estudos empíricos sobre transmissão de preços no complexo da soja.

2.1 Lei do preço único (LPU)

Para Krugman & Obstfeld (2005), os mercados em concorrência tendem a equiparar-se no preço do mesmo produto vendido, cotados na mesma moeda, no longo prazo, e na inexistência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio.

Além disso, a Lei do Preço Único (LPU) relaciona-se ao processo de arbitragem internacional que tende a igualar os preços no mercado interno de cada país com o externo. O preço mais baixo do mesmo produto de um país tende a elevar-se em função da quantidade demandada, por outro lado, a arbitragem induz a queda do preço mais alto de outro país pelo excesso de oferta. Ou seja, havendo diferença de preços do mesmo produto, cotados na mesma moeda, os arbitradores comprarão o produto no mercado de preço mais baixo e o venderão onde for mais caro, até que a diferença máxima seja o custo de transporte, de acordo com a Equação 1:

$$P_i - P_j \leq T_{ji} \quad (1)$$

onde:

P_i e P_j representam, respectivamente, o preço do bem nas regiões i e j ; e T_{ji} , os custos de transação, incluindo os custos de transporte entre as regiões i e j .

A LPU assume que os mercados funcionam de maneira eficiente, conforme as características de competição e arbitragem perfeitas. De acordo com Richardson (1978), a Lei do Preço Único pode ser mais bem entendida pela Equação 2:

$$P_{it} = \beta_0 P_{jt}^{*\beta_1} \pi_t^{\beta_2} T_t^{\beta_3} R_t^{\beta_4} \quad (2)$$

onde:

P_{it} é o preço do bem no país i , no período t ; P_{jt}^* , o preço no país j no período t ; π_t , a taxa de câmbio; T_t , os custos de transporte do bem entre os países; R_t , outros fatores que podem causar diferenciais de preços entre as duas localidades; e $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$ são parâmetros, sendo β_1 a elasticidade de transmissão de preços.

A LPU é confirmada se o preço doméstico de um bem, realizados os ajustamentos de câmbio, custos de transferência ou de qualquer diferença em qualidade, seja igual ao seu preço no mercado externo. Se $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 1$ e $\beta_4 = 0$, a LPU será garantida e, dessa forma, as variações no preço internacional serão inteiramente transmitidas ao preço doméstico.

A LPU recebe várias críticas quanto a sua utilização. Para Fackler & Goodwin (2001) e Miljkovic (1999) a LPU é muito restritiva, pois não inclui variáveis como custos de transação e volume negociado entre mercados. Estas variáveis são importantes para o estudo da cointegração e transmissão de preços.

Além disso, o próprio pressuposto da arbitragem sofre críticas, pois existem diversos impedimentos para que seja eficiente, como as barreiras comerciais, informação imperfeita e aversão ao risco (RAVALLION, 1986).

Outra questão é que na maioria dos mercados não há competição perfeita, o que possivelmente dá às firmas poder de mercado e de discriminação de preços (STIGLER; SHERWIN, 1985; RAVALLION, 1986). Também a LPU requer que um dos preços seja exógeno; esta é uma pressuposição forte, já que os preços em duas regiões podem ser determinados simultaneamente, pois os agentes trabalham em vários mercados, ou devido às informações que fluem entre eles.

Apesar das críticas, a LPU ainda é muito utilizada em trabalhos científicos para análise da transmissão de preços. Desta forma, considerando a validade da LPU, os preços domésticos de determinado produto deverão ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional. Ou seja, as variações de preços no mercado externo são transmitidas proporcionalmente aos preços praticados no mercado doméstico no longo prazo, e a elasticidade de transmissão de preços será igual a um.

2.2 Panorama do complexo da soja

Com a finalidade de uma melhor compreensão do mercado da soja nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina, apresentar-se-á alguns dados nas Tabelas de 1 a 3.

Tabela 1 - Volume das exportações americanas do complexo da soja de 2003 até 2011.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grão da soja (milhão de toneladas)	24,128	29,860	25,579	30,428	31,538	34,817	40,798	40,859	35,380
Farelo da soja (milhão de toneladas)	4,690	6,659	7,301	7,971	8,384	7,708	10,124	8,259	7,983
Óleo de soja (milhão de toneladas)	0,425	0,600	0,523	0,856	1,320	0,995	1,524	1,466	0,635
% do Grão da soja em relação ao total exportado	82,51%	80,44%	76,58%	77,51%	76,47%	80,00%	77,79%	80,77%	80,41%
% do Farelo de soja em relação ao total exportado	16,04%	17,94%	21,86%	20,31%	20,33%	17,71%	19,30%	16,33%	18,14%
% do Óleo de soja em relação ao total exportado	1,45%	1,62%	1,57%	2,18%	3,20%	2,29%	2,91%	2,90%	1,44%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *United States Department of Agriculture* (USDA).

Segundo a Tabela 1 é possível perceber o crescimento das exportações do complexo da soja nos Estados Unidos na maior parte dos anos observados. Além disso, a participação do grão da soja no total exportado é a maior em relação ao complexo da soja, oscila de um máximo de 82,51% no ano de 2003 e um mínimo 76,47% registrada no ano de 2007.

Tabela 2 - Volume das exportações brasileiras do complexo da soja de 2003 até 2011.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grão da soja (milhão de toneladas)	20,417	20,137	25,911	23,485	25,364	28,578	29,987	29,951	38,500
Farelo da soja (milhão de toneladas)	14,792	14,256	12,895	12,715	12,138	13,109	12,985	13,987	14,750
Óleo de soja (milhão de toneladas)	2,718	2,414	2,466	2,462	2,388	1,909	1,449	1,668	1,675
% do Grão da soja em relação ao total exportado	53,83%	54,71%	62,78%	60,74%	63,58%	65,55%	67,51%	65,67%	70,10%
% do Farelo de soja em relação ao total exportado	39,00%	38,73%	31,24%	32,89%	30,43%	30,07%	29,23%	30,67%	26,85%
% do Óleo de soja em relação ao total exportado	7,17%	6,56%	5,97%	6,37%	5,99%	4,38%	3,26%	3,66%	3,05%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *United States Departamento of Agriculture (USDA)*.

A Tabela 2 refere-se ao volume de exportações brasileiras do ano de 2003 até 2011. É possível perceber uma semelhança na composição de exportações do complexo da soja em relação aos Estados Unidos. Ambos os países apresentaram predominância do grão da soja no total do volume exportado, apesar de que no Brasil a participação do grão em relação ao total do volume exportado do complexo da soja seja menor, oscilou de um mínimo 53,83% no ano de 2003 ao máximo de 70,10% no ano de 2011. Este fato indica uma mudança visível na composição de exportação de soja. Além disso, a grande representatividade do grão na pauta de exportações pode ser parcialmente explicada por uma carga tributária do Brasil que privilegia *commodities* ao invés de produtos manufaturados.

A Lei Complementar n.º 87, de 13 de setembro de 1996, mais conhecida como Lei Kandir, expandiu a desoneração das exportações do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS) antes concedida somente aos produtos industrializados também para os produtos primários (*in natura*) e semi-industrializados. Segundo Soares (2007), a Lei Kandir ganhou força com o advento do Plano Real e os conseqüentes déficits da balança comercial brasileira nos anos seguintes à implementação da política monetária.

Tabela 3 - Volume das exportações Argentinas do complexo da soja de 2003 até 2011.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grão da soja (milhões de toneladas)	6,741	9,568	7,249	9,513	13,839	5,590	13,088	9,205	10,800
Farelo da soja (milhões de toneladas)	19,221	20,650	24,197	25,593	26,816	24,025	24,914	27,615	29,760
Óleo de soja (milhões de toneladas)	4,238	4,757	5,597	5,954	5,789	4,704	4,453	4,561	4,830
% do Grão da soja em relação ao total exportado	22,32%	27,36%	19,57%	23,17%	29,80%	16,29%	30,83%	22,24%	23,79%
% do Farelo de soja em relação ao total exportado	63,65%	59,04%	65,32%	62,33%	57,74%	70,00%	58,68%	66,73%	65,57%
% do Óleo de soja em relação ao total exportado	14,03%	13,60%	15,11%	14,50%	12,46%	13,71%	10,49%	11,02%	10,64%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *United States Department of Agriculture* (USDA).

Pela análise da Tabela 3 é possível identificar a grande representatividade do farelo de soja no total exportado pela Argentina, chegando a um máximo de 70% do total exportado em 2008. Além disso, observa-se uma participação do óleo de soja no total exportado maior, de um máximo de 14,50% em 2006 a um mínimo 10,49% em 2009. Na comparação da participação do óleo de soja no total exportado por Estados Unidos e Brasil, que atingiu um máximo de, respectivamente, 3,09% e 7,17%.

Um dado importante na análise do crescimento do volume exportado é a taxa geométrica de crescimento. Esta parte da hipótese que o crescimento se deu de forma constante, semelhante a um cálculo de juros compostos. A única diferença é o acréscimo de um termo de erro, pois a fórmula dos juros compostos não funciona de maneira precisa (GUJARATI, 2011). Na Tabela 4 podemos identificar as taxas geométricas de crescimento para Estados Unidos, Brasil e Argentina.

Tabela 4 - Taxas geométricas de crescimento com base no volume exportado do complexo da soja de 2003 até 2011 para Estados Unidos, Brasil e Argentina.

Produto	EUA	Brasil	Argentina
Grão	3,53%	8,56%	5,68%
Farelo	3,29%	1,88%	6,58%
Óleo	4,47%	0,62%	3,54%
Complexo da soja	5,51%	5,80%	5,99%

Fonte: Elaboração do autor com a utilização do software *Eviews*.

É possível perceber com a análise da Tabela 4 o maior crescimento do grão de soja para Brasil, num total de 8,56%. Este fato pode ser parcialmente explicado por uma política brasileira que privilegia exportações de *commodities* a produtos manufaturados.

Além disso, como principais importadores de soja estão a União Européia e países como Holanda, Alemanha e Espanha, bem como China e Japão. Um dos grandes desafios que os exportadores de soja enfrentam são as barreiras tarifárias e não-tarifárias impostas pelos importadores. A União Européia, por exemplo, exige que a soja atenda determinados padrões de cultivo orgânico, que por vezes são mecanismos protecionistas disfarçados (CORONEL; MACHADO e CARVALHO, 2009).

2.3 Transmissão de preços: estudos empíricos

Machado & Margarido (2001) analisaram o comportamento sazonal e a transmissão de preços do grão de soja entre a *Chicago Board of Trade* (CBOT), preços CIF do Porto de Rotterdam, e preços FOB no Brasil e Argentina. A análise foi realizada no período de janeiro de 1991 à setembro de 1999, com cotações mensais, totalizando 105 observações. O modelo utilizado foi o X-11 ARIMA. Este modelo decompõe a série original em: sazonal (*Seasonal – St*), tendência do ciclo (*Cycle Tendency – Ct*), troca do dia (*Trading-Day – Dt*) e o residual (*residual - It*). O componente *St* captura as modificações que se repetem constantemente durante um ano. Já o componente *Ct* inclui a tendência do ciclo do negócio. *Dt* refere-se às variações relacionadas com a composição do calendário. Por último, o *It* está relacionado às

informações não explicadas pelos componentes anteriores. Além da aplicação deste modelo, os autores realizaram o teste de causalidade de Granger.

A apresentação dos resultados partiu de uma análise gráfica e da análise do índice sazonal apresentado por cada mercado. Foi observado que Rotterdam apresenta uma variação de menor amplitude se comparado à CBOT. Como explicação os autores sugeriram que a estabilidade de preços na União Européia está relacionada ao contínuo fornecimento de soja tanto pelos EUA quanto pelo Brasil e Argentina (quando estes estão no período de entressafra àquele está no período de colheita e assim sucessivamente).

Além disso, com a aplicação do modelo X-11ARIMA, obtiveram o resultado que todas as séries foram automaticamente ajustadas, com a exceção dos preços FOB do Brasil que foi necessário a introdução de 2 parâmetros auto-regressivos. Além disso, o X-11 ARIMA obteve a predominância do parâmetro média móvel de ordem 12 para as quatro séries de preços, indicando o ciclo de produção da soja até a chegada no mercado.

Por fim, os autores concluíram pela análise do teste de causalidade de Granger que os preços da soja de Rotterdam causam os preços no Brasil e na Argentina. O inverso não ocorreu. Já os preços da CBOT são independentes, ou seja, não causam nem são causados por nenhuma outra série de preços.

Outra análise comparativa para os mercados exportadores de soja foi a de Margarido; Fernandes & Turolla (2002) que utilizaram o modelo de Mundlack e Larson (1992), baseado na Lei do Preço Único, com a finalidade de calcular a elasticidade da transmissão de preços entre os mercados do Brasil (preço FOB) e o Porto de Rotterdam (preço CIF). O período de análise pelos foi de julho de 1994 a setembro de 2001. Foram realizados os seguintes testes: estacionariedade das séries (teste ADF), de causalidade de Granger, de co-integração de Johansen, o modelo vetorial de correção de erros, à estimação de uma função impulso-resposta, bem como, testes de exogeneidade das séries.

Como resultado, acusaram presença de raiz unitária nas séries de preços, ou seja, as séries não apresentaram-se estacionárias em nível. Após a diferenciação logarítmica, as séries apresentaram-se estacionárias e integradas de ordem 1. O teste de co-integração revelou que estes dois mercados são co-integrados e, com isso, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Além disso, foi possível concluir que no longo prazo as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja no mercado brasileiro.

Os dois estudos descritos nos parágrafos acima apresentam convergência de resultados, tanto Machado & Margarido (2001) quanto de Margarido; Fernandes & Turolla

(2002) concluíram que há causalidade entre o mercado europeu e o brasileiro e que os preços CIF de Rotterdam precedem os preços cotados no mercado brasileiro, ou seja, os preços europeus são transmitidos para o mercado brasileiro.

Margarido; Turolla; Bueno (2007) utilizando-se também o modelo de Mundlack e Larson (1992) chegaram a conclusões semelhantes. O estudo analisou a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos. O período analisado pelos autores foi de outubro de 1995 até outubro de 2003. Foram utilizadas cotações mensais. Os preços coletados no mercado europeu correspondem aos preços CIF (*Cost, Insurance and Freight*) do Porto de Rotterdam na Holanda, considerado a porta de entrada das importações de *commodities* agrícolas na Europa. Para analisar o mercado americano os autores utilizaram os preços da *Chicago Board Trade* (CBOT). Já para os mercados brasileiros e argentinos foram utilizados preços FOB (*Free on Board*). Além disso, foram realizados testes de estacionariedade das séries (teste ADF), de causalidade de Granger, de cointegração de Johansen, um modelo de correção de erros, à estimação de uma função impulso-resposta, bem como, testes de exoneidade da séries.

Os autores confirmaram os postulados da Lei do Preço Único no longo prazo, ou seja, de que todos preços de mercados locais tendem a igualar-se no longo prazo. Outra importante conclusão deste estudo foi a de que Brasil e Argentina apresentaram-se como mercados tomadores de preços. Já o Porto de Rotterdam e a *Chicago Board Trade* foram apontados como formadores de preços.

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

Como resultado do estudo foi encontrado um coeficiente de *pass-through* -0,53, isto que dizer que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Já o trabalho de Fraga *et al.* (2008) que também utilizou o coeficiente *pass-through* da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-

integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como constatação do trabalho, verificou-se que a transmissão dos preços internacionais para o mercado exportador brasileiro se dá como um coeficiente de *pass-through* de -0,34 , ou seja, que há influência das políticas cambiais sobre o preço do exportador. A política cambial adotada reflete nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador aumenta rendimento e margem de lucro.

Em consonância com os estudos de Cruz Jr. & Silva (2004) e Fraga *et al.* (2008), Tejada e Silva (2008) analisaram o coeficiente de *pass-through* dos principais produtos exportados pelo Brasil. Os autores calcularam o *pass-through* dos seguintes setores: peças e outros veículos, siderurgia, extrativa mineral, máquinas e tratores, veículos automotores, óleos vegetais, refino de petróleo, madeira e mobiliário, beneficiamento de produtos vegetais, metalurgia de não-ferrosos, celulose papel e gráfica, material elétrico, elementos químicos e equipamentos eletrônicos. Segundo eles, estes setores foram responsáveis por 65,86% das exportações totais brasileiras no ano de 2004. A diferença deste estudo é que obteve um coeficiente de *pass-through* variável no período de tempo estudado. Contudo, o grau de transmissão de preços também oscilou entre o zero e o menos um, indicando que a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente o preço das exportações brasileiras.

3 MÉTODO

Este capítulo é dedicado ao método de estudo aplicado neste trabalho. O presente é caracterizado como quantitativo descritivo, pois investiga a transmissão de preços de exportação através da variação da taxa de câmbio dos Estados Unidos, Brasil e Argentina.

3.1 Modelos de transmissão de preços

O presente estudo visa estudar a transmissão de preços de exportação do complexo da soja diante das variações cambiais. A literatura especializada trata deste tema utilizando três abordagens diferentes: (1) A abordagem das elasticidades; e a (2) A abordagem da estrutura do mercado e características dos produtos; e (3) A abordagem *Mark-up*.

A abordagem das elasticidades considera a elasticidade-preço relativa à oferta e demanda por um determinado produto. No caso de exportação, o grau de *pass-through* aumentará quanto maior for à elasticidade preço de demanda e menor for à elasticidade preço de oferta, de acordo com as seguintes equações:

$$n_x = \frac{q_x}{p^*x} \quad (3)$$

$$\tau_x = \frac{q_x}{p_x} \quad (4)$$

onde:

x são as exportações; q é a taxa de variação na quantidade; p é taxa de variação no preço doméstico; p^* é taxa de variação do preço no resto do mundo; n_x representa a elasticidade-preço da demanda por exportações; e τ_x a elasticidade-preço da oferta de exportações.

Sendo que:

$$px = e + p^* x \quad (5)$$

onde:

e = variação na taxa de câmbio (nº de unidades de moeda doméstica que podem ser trocadas por uma unidade de moeda estrangeira);

De outra forma:

$$qx = -n_x(p^* x) \quad (6)$$

Reescrevendo e substituindo as Equações 5 e 6 na equação 3:

$$\tau_x = \frac{-n_x(p^* x)}{e + p^* x} \quad (7)$$

Ou:

$$p^* x = \left[\frac{-\tau_x}{n_x + \tau_x} \right] e \quad (8)$$

A Equação 8 mede a taxa de variação no preço das exportações em moeda estrangeira e a expressão entre colchetes mede o impacto das variações na taxa de câmbio sobre o preço das exportações, ou seja, o coeficiente de *pass-through* (MENON, 1995).

O coeficiente de *pass-through* pode enquadrar-se em três situações possíveis:

1º) pode ser completo, quando $p^* x = -1$;

2º) pode ser incompleto, quando $-1 < \left[\frac{-\tau_x}{n_x + \tau_x} \right] < 0$;

3º) pode ser nulo, quando $p^* x = 0$.

Segundo Tejada & Silva (2008), a limitação dessa abordagem está em não fornecer qualquer informação sobre o *timing* da resposta dos preços às mudanças na taxa de câmbio.

A abordagem da estrutura do mercado e características dos produtos apresenta dois tipos de pressuposições que afetam o grau de competitividade do exportador. Em primeiro lugar, a fixação de preços dependerá do quanto o bem importado é substituto para o bem comercializado no próprio país. Segundo, a integração ou separação dos mercados também

afetam a fixação dos preços. Quanto menor for o grau de substituição entre esses bens e quanto menor for o grau de integração de mercado, maior será o poder de mercado dos vendedores (TEJADA & SILVA, 2008).

A abordagem *mark-up* apresentada por Ferreira (2000) a partir de algumas adaptações no modelo original de Menon (1995) considera que o preço de exportação em moeda estrangeira representa um *mark-up* que excede o custo de produção em moeda estrangeira. Este modelo pode ser melhor representado pelas equações que seguem:

$$P^*X = \pi(CP/E) \quad (9)$$

onde:

P^*X é o preço de exportação em moeda estrangeira; π é o *mark-up*, que é expresso da seguinte forma $(1 + \lambda)$, onde λ é a margem de lucro; e (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.

A Equação 9 pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (10)$$

A pressão competitiva do mercado é medida através da Equação 11:

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{PW}{(CP/E)} \right]^\alpha \quad (11)$$

onde:

PW é o preço das exportações mundiais.

Juntando as equações (10) e (11):

$$\ln P^*X = (1 - \alpha) \ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (12)$$

Ampliando-se a Equação 12 e considerando que o somatório dos coeficientes dos termos dependentes não seja igual a 1:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW + \varepsilon \quad (13)$$

onde:

$\ln P^*X$ representa o logaritmo natural do preço de exportação do complexo da soja (grão-farelo-óleo) medido em Euro de cada país; $\ln CP$ é o custo de produção do país exportador; $\ln E$ é a taxa de câmbio do país em relação ao Euro; $\ln PW$ é o preço internacional do complexo da soja cotado em Euro; e ε é um erro aleatório.

O coeficiente de *pass-through* é representado por ϕ_2 . A análise do resultado deste coeficiente deverá ser feita da seguinte forma:

- 1º) $\phi_2 = 0$, significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre preços de exportação;
- 2º) $\phi_2 = -1$, significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente os preços de exportação;
- 3º) $-1 < \phi_2 < 0$, significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Esta última abordagem (*mark-up*) de transmissão de preços será adotada no presente trabalho por ser considerada a mais completa e atual.

3.1.1 Estacionariedade dos dados

O processo de verificação da estacionariedade das séries temporais tem o objetivo de identificar se os dados mantêm suas médias e variâncias constantes ao longo do período estudado (GUJARATI, 2011). Para isso, pode ser usada a função de correlação, definida pela equação 14:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (14)$$

onde:

$\hat{\rho}_k$ é a função de correlação da amostra; $\hat{\gamma}_k$ é a covariância com defasagem k da amostra; e $\hat{\gamma}_0$ é a variância da amostra.

Sendo que:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad (15)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (16)$$

onde:

$\hat{\gamma}_k$ é a variância da amostra; \bar{Y} é a média da amostra; e n é o tamanho da amostra.

Desta forma, para que uma série seja estacionária a função de correlação deverá assemelhar-se ao correlograma de uma série ruído branco, ou seja, com média zero, variância constante e sem correlação serial (GUJARATI, 2011).

Além da função de correlação, utiliza-se também o teste de raiz unitária como forma de diagnosticar a estacionariedade das séries temporais. Para o presente trabalho foram utilizados os testes *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin* (KPSS).

O teste ADF é um teste robusto para resíduos que não apresentam normalidade e com presença de heterocedasticidade, contudo, os dados não podem estar autocorrelacionados (DICKEY & FULLER, 1979). Ele pode ser mais bem compreendido através da equação 17:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \beta_{1t} + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} \rho_{j+1} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde:

ΔY_t é o operador de diferenças; α_1 é a constante; β_{1t} é o componente de tendência do modelo; γY_{t-1} é o $\rho-1$ que testará a estacionariedade ou não da série ao se regressir a variável Y_{t-1} ; $\sum_{j=1}^{\rho-1} \rho_{j+1} \Delta Y_{t-j}$ são as defasagens incluídas no modelo ADF para garantir a não autocorrelação nos resíduos; ε_t é o termo de erro.

Como hipótese nula, o ADF testa a presença de raiz unitária ($\rho=1$) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ($\rho>1$), considerando também a presença ou não da constante e/ou da tendência.

Já o Teste KPSS segue a Equação 18:

$$Y_t = \delta X_t + u_t \quad (18)$$

onde:

Y_t é a variável para a qual será analisada a estacionariedade e X_t é a variável exógena. O teste estatístico é baseado nos resíduos oriundos da Equação 18, pelo teste de LM (Maximo verossimilhança), identificado na Equação 19:

$$LM = \frac{\sum_t S(t)^2}{T^2 f_0} \quad (19)$$

onde:

f_0 é o estimador espectral de frequência zero (*frequency zero spectrum estimator*) dos resíduos; e $S(t)$ é a função de resíduos cumulativa denotada por:

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r \quad (20)$$

O teste KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade da série. Este teste tem sido utilizado pela literatura como uma contraposição aos testes em que a hipótese nula de existência de raiz unitária é testada (MADDALA & KIM, 1998).

3.1.2 Cointegração

Duas ou mais séries são ditas cointegradas quando em conjunto apresentam um comportamento não espúrio, significativo e com resíduos estacionários. Individualmente estas séries costumam ser não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Cointegração é a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (GUJARATI, 2011). Para tanto, será utilizado o teste de Johansen (1988), identificado na Equação 21:

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde:

Θ é uma matriz de parâmetros $k \times k$; e ε_t é um vetor k -dimensional de termos ruído branco com matriz de covariância Σ .

A Equação 19 pode ser reparametrizada em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC), identificado na Equação 22:

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

onde:

$\Pi = \gamma\beta$ e as combinações lineares $\beta'Y_{t-1}$ representam as relações de cointegração.

De acordo com Harris (1995), a principal vantagem de escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro refere-se à inclusão de informações tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes no ΔY_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π .

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto ou rank (r) da matriz Π . Conforme Enders (1995), existem três possibilidades:

- i) o posto de Π ser completo. Nessa situação, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível;
- ii) o posto de Π ser nulo, logo não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; e
- iii) a matriz Π ter posto reduzido. Nesse caso, há r vetores de cointegração, em que $0 < r < n$.

Para a identificação da presença de vetores de cointegração utilizou-se os testes do traço e do máximo autovalor. Para Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r , podendo ser expresso por:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

onde:

$\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; e T é o número de observações.

Já o teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração seja r contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de

cointegração, podendo ser representado pela Equação 24:

$$\lambda_{\max}(r,r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (24)$$

3.1.3 Modelo Vetorial de Correção de Erros

O equilíbrio de longo prazo na regressão de cointegração pode não se refletir no curto prazo, desta forma, o *Vector Error Correction Model* (VEC) – Modelo vetorial de correção de erros – tem a finalidade de estabilizar o comportamento de curto e longo prazo entre as variáveis (GUJARATI, 2011).

O mecanismo de correção de erros consiste na inclusão do resíduo da equação de co-integração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, originando o Modelo com Correção de Erro, conforme Equação 25 (GUJARATI, 2011):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

onde:

Δ indica primeira diferença; μ_{t-1} é o valor defasado em um período do resíduo da regressão de co-integração; e ε_t o termo de erro.

Conforme Gujarati (2011), ΔX_t captura as perturbações a curto prazo em X_t , enquanto que μ_{t-1} (também chamado de termo de correção de erro) captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo, sendo que se α_2 for estatisticamente significativo, nos diz qual a proporção do desequilíbrio em Y_t em um período é corrigida no período seguinte.

3.1.4 Etapas do repasse da variação cambial para o preço de exportação

De acordo com Souza & Alves (2010) a relação esperada no repasse da variação da taxa de câmbio para os produtos de exportação será a seguinte:

- (1) Num primeiro momento, com a depreciação da taxa de câmbio aumentará a margem por unidade vendida, contudo, haverá uma redução na quantidade nas vendas pelo incremento do preço;
- (2) Já na segunda etapa ocorre a transmissão para os preços domésticos em virtude da variação da taxa de câmbio influenciado pelas importações. Esta etapa depende do grau de abertura da economia do país;
- (3) Por fim, a depreciação cambial afeta os preços e salários dependendo também da estágio que a economia da país se encontra, em crescimento ou recessão (neste caso a transmissão será menor).

3.2 Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na equação 11 foram coletados nas seguintes fontes: *United States Departamento of Agriculture (USDA)*, IPEADATA, Ministério do Desenvolvimento, 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 para o mercado americano utilizado foi o do *Yellow Cash Central Illinois*, já para o farelo e óleo de soja americano foi utilizado os preços da região de Decatur, IL. 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 foi utilizado 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 Amplo¹ (IPA), e no mercado argentino o *Indice de precios básicos del productor (IPP)*. A variável CÂMBIO foi, respectivamente, para os mercados americanos, brasileiros e argentinos a taxa nominal de câmbio para compra no fim do período calculada em Dólar/Euro, Real/Euro e

¹ 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.

Peso/Euro. O preço internacional do complexo da soja foi utilizado 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*©. No Quadro 1 encontram-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo:

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 no Argentina	LARG_G
Log do preço de exportação do farelo da soja nos Estados Unidos	LEUA_F
Log preço de exportação do farelo da soja no Brasil	LBRA_F
Log preço de exportação do farelo da soja no Argentina	LARG_F
Log do preço de exportação do óleo da soja nos Estados Unidos	LEUA_O
Log preço de exportação do óleo da soja no Brasil	LBRA_O
Log preço de exportação do óleo da soja no Argentina	LARG_O
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
Log taxa de câmbio Peso/Euro	LARG_E
Log preço internacional do grão de soja	LINT_G
Log preço internacional do farelo de soja	LINT_F
Log preço internacional do óleo de soja	LINT_O

Quadro 1 - Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas para Estados Unidos, Brasil e Argentina.

4 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 listados nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 - Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (€/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 janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	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_F	intercepto	-2,026565	ns	intercepto	0,948799	***
LBRA_F	intercepto	-1,565186	ns	intercepto	0,908759	***
LARG_F	intercepto	-1,166256	ns	intercepto	0,902790	***
LEUA_O	intercepto	-2,071385	ns	intercepto	0,998132	***
LBRA_O	intercepto	-1,843669	ns	intercepto	1,035906	***
LARG_O	intercepto	-1,317622	ns	intercepto	1,032214	***
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	***
LINT_F	intercepto	-1,924338	ns	intercepto	1,042842	***
LINT_O	intercepto	-1,944449	ns	intercepto	1,071465	***

Nota 1: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%, ^{ns} não significativo

Nota 2: LEUA_G, LBRA_G e LARG_G = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do grão de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_F, LBRA_F e LARG_F = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do farelo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_O, LBRA_O e LARG_O = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do óleo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_CP, LBRA_CP e LARG_CP = logaritmos *neperianos* do custo de produção nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_E, LBRA_E e LARG_E = logaritmos *neperianos* da taxa de câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€) para Estados Unidos, Brasil e Argentina; LINT_G, LINT_F e LINT_O = logaritmos *neperianos* do preço médio internacional (€/tonelada) para o grão, farelo e óleo de soja.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 5 observa-se que todas as séries são não estacionárias em nível com 5% de significância. Já os resultados da Tabela 6 indicam que efetuada a primeira diferença as séries tornam-se estacionárias.

Tabela 6 - Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (€/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 janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS		
		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_F	intercepto	-8,726837	***	intercepto	0,050786	ns
LBRA_F	intercepto	-8,774313	***	intercepto	0,046981	ns
LARG_F	intercepto	-9,499170	***	intercepto	0,049496	ns
LEUA_O	intercepto	-7,625274	***	intercepto	0,054493	ns
LBRA_O	intercepto	-7,922255	***	intercepto	0,045584	ns
LARG_O	intercepto	-10,898690	***	intercepto	0,042760	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
LINT_F	intercepto	-6,680348	***	intercepto	0,072451	ns
LINT_O	intercepto	-7,141231	***	intercepto	0,049295	ns

Nota 1: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%, ^{ns} não significativo

Nota 2: LEUA_G, LBRA_G e LARG_G = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do grão de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_F, LBRA_F e LARG_F = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do farelo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_O, LBRA_O e LARG_O = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do óleo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_CP, LBRA_CP e LARG_CP = logaritmos *neperianos* do custo de produção nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA_E, LBRA_E e LARG_E = logaritmos *neperianos* da taxa de câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€) para Estados Unidos, Brasil e Argentina; LINT_G, LINT_F e LINT_O = logaritmos *neperianos* do preço médio internacional (€/tonelada) para o grão, farelo e óleo de soja.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consiste em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos três países.

4.1 Estados Unidos

O crescimento do volume exportado pelos Estados Unidos tem significativa importância no contexto mundial. Em 2003, por exemplo, o volume exportado do complexo da soja chegou a 29.243 milhões de toneladas, já no final de 2011 passou para 43.998 milhões de toneladas, representando um aumento de 150% (USDA, 2012).

Paralelamente ao crescimento do volume exportado observou-se o acréscimo na demanda mundial do produto como indicado nas Figuras 1, 2 e 3, mostrando a elevação mais que proporcional do preço médio de exportação nos Estados Unidos.

Nas próximas seções será analisado o relacionamento entre o preço médio de exportação da soja nos Estados Unidos, o custo de produção, a taxa de câmbio (dólar/euro) e o preço internacional da soja.

4.1.1 Grão de soja

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.

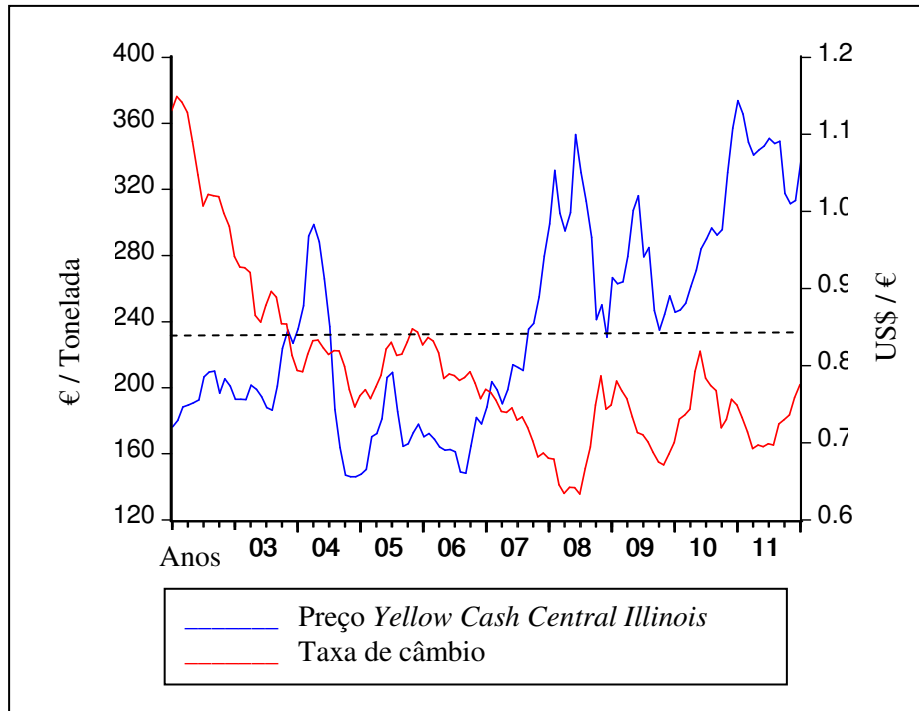


Figura 1 - Relação entre preço médio de exportação do grão de soja (€ / Tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

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 7).

Tabela 7 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o grão de soja dos EUA.

	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
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

A análise da Tabela 7 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas). Dos cinco critérios considerados, quatro apresentaram a mesma quantidade de defasagens ótimas, 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 a Tabela 8). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência.

Tabela 8 - 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 9 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 9 - 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 parêntesis 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 26, 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*.

$$LEUA_G_t = - 1,3151 + 0,6497LEUA_E_t + 1,4454LINT_G_t \quad (26)$$

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 10.

Tabela 10 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão da soja dos EUA.

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
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	0.0206
12	206.4508	0.0579	222.3028	0.0103	33.40036	0.0065

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Como se pode analisar na Tabela 10 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*.

4.1.2 Farelo de soja

Na Figura 2 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do farelo 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 farelo de soja *Decatur, IL* (215,62 €), expresso em € / tonelada.

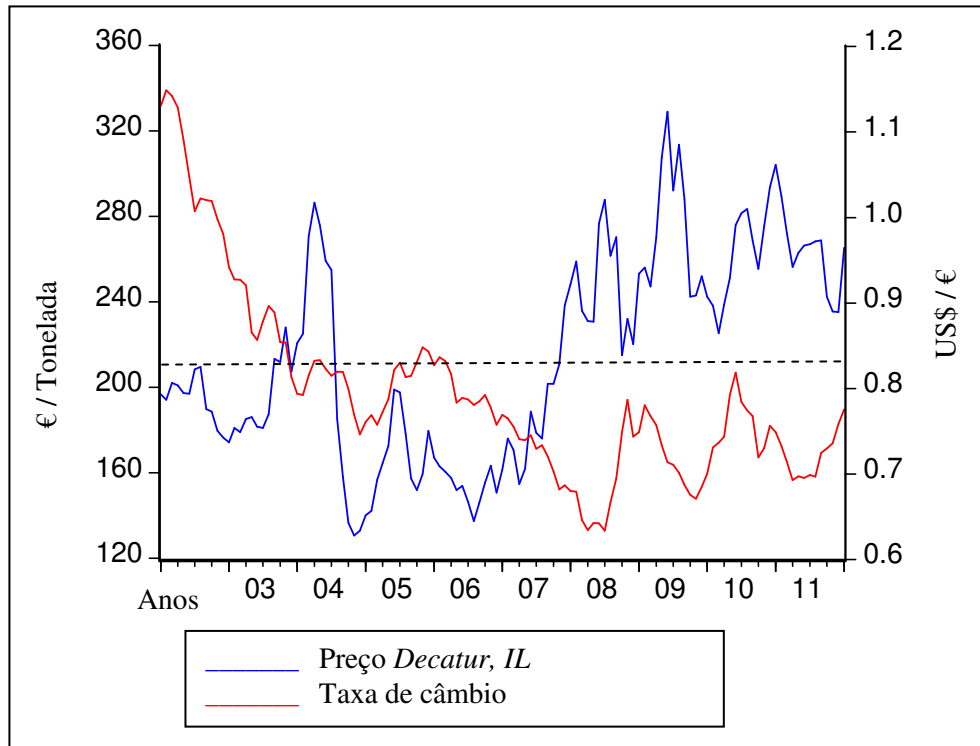


Figura 2 - Relação entre preço médio de exportação do farelo de soja (€ / Tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do farelo de soja em Decatur, IL (€ / tonelada) = 215,62 €

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.

Tabela 11 - Critério de defasagem VAR para o farelo de soja dos EUA.

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	356.5239	NA	1.09e-08	-6.980671	-6.877102	-6.938744
1	860.3644	957.7958	6.97e-13	-16.64088	-16.12303	-16.43124
2	898.9201	70.24015	4.47e-13*	-17.08753*	-16.15540*	-16.71018*
3	911.3803	21.71279	4.81e-13	-17.01743	-15.67103	-16.47237
4	923.7643	20.59914	5.20e-13	-16.94583	-15.18515	-16.23306

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 11 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas). Dos cinco critérios considerados, quatro apresentaram a mesma quantidade de defasagens ótimas, apenas o critério razão de verossimilhança (LR) indicou que o número de defasagens do VAR auxiliar deveria ser maior que 4 (quatro).

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 12). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência.

Tabela 12 - Teste de cointegração de Johansen para o farelo de soja dos EUA.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	68.15224**	0.0002	47.09277**	0.0001
R≤1	21.05947	0.3539	12.03808	0.5439
R≤2	9.021388	0.3634	8.990990	0.2869
R≤3	0.030398	0.8615	0.030398	0.8615

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

A Tabela 13 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades. O sinal da variável taxa de câmbio (LEUA_E) não está de acordo com o

esperado pela teoria econômica. Além disso, a variável custo de produção apresentou-se não significativa ao nível de 10%.

Tabela 13 - Estimativa do Vetor de co-integração (normalizado) para o farelo de soja dos EUA.

LEUA_F (-1)	LEUA_CP (-1)	LEUA_E (-1)	LINT_F (-1)	C
1.000000	0.172702 (0.12907)	-1.109659 (0.19192)	-1.311685 (0.07367)	0.637728
	[1.33810]	[-5.78187]	[-17.8039]	

Nota 1: LEUA_G = logaritmo neperiano do preço médio de exportação do farelo de soja em Decatur, IL (€ / tonelada), LEUA_CP = logaritmo neperiano do Índice de custos de produção americano, LEUA_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal (US\$/€), LINT_F = logaritmo neperiano do preço médio internacional do farelo de soja (Rotterdam – € /tonelada).

Nota 2: os valores entre parêntesis 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 27, verifica-se que acréscimos percentuais no custo de produção americano (*Production Index*) não há alteração no preço médio de exportação no farelo de soja em *Decatur, IL*.

$$LEUA_{F_t} = - 0,6377 + 1,1097LEUA_{E_t} + 1,3117LINT_{F_t} \quad (27)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do farelo de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um aumento de 1,31% no preço médio de exportação no farelo de soja em *Decatur, IL*.

Também é possível inferir que o aumento de 1% na taxa de câmbio (dólar/euro) determina um acréscimo de 1,11% no preço médio de exportação do farelo da soja em *Decatur, IL*. Destaca-se que este relacionamento é o oposto do esperado pela teoria econômica, esta prevê que o aumento na taxa de câmbio ocasione um decréscimo ao preço de exportação. Além disso, como o coeficiente de *pass-through* ficou acima de 1, ele é dito como completo, ou seja, a variação na taxa de câmbio é transmitida integralmente ao preço de

exportação, indicando que as políticas cambiais tem efeito sobre a competitividade do exportador no mercado internacional.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo estimado, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 14.

Tabela 14 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o farelo de soja dos EUA.

Defasagens	Q-Stat	Teste de Portmanteau			Teste LM	
		p-valor	Adj Q-Stat	Prob.	Est. LM	p-valor
1	4.250407	NA*	4.290505	NA*	23.95307	0.0905
2	20.91910	0.1816	21.27670	0.1681	25.03607	0.0692
3	37.05554	0.2470	37.87861	0.2188	17.10872	0.3786
4	52.25071	0.3123	53.66389	0.2662	16.08571	0.4470
5	66.23476	0.3997	68.33343	0.3324	14.36196	0.5718
6	76.54690	0.5887	79.25817	0.5024	10.40045	0.8449
7	95.08977	0.5071	99.09904	0.3938	18.54401	0.2930
8	113.7376	0.4364	119.2538	0.3019	18.85207	0.2764
9	124.2554	0.5771	130.7375	0.4163	11.27971	0.7919
10	137.9355	0.6267	145.8279	0.4418	14.12721	0.5892
11	152.7265	0.6464	162.3138	0.4341	15.70657	0.4736
12	192.8463	0.1825	207.5012	0.0523	46.15972	0.0001

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Como se pode analisar na Tabela 14 até 11 defasagens os dois testes indicam a rejeição da hipótese nula que a correlação serial é diferente de zero, indicando que o modelo estimado é válido.

A estimação do modelo VEC para o farelo de soja dos Estados Unidos revela dois fatos interessantes. Primeiro, a não influência dos custos de produção americanos sobre o preço de exportação. Este resultado é contrário ao esperado pela teoria econômica em que os custos seguem o preço de exportação. Conforme já se havia inferido, supõe-se que esta condição se deve aos subsídios que o governo americano oferta aos produtores e exportadores como forma de garantir sua competitividade no mercado internacional (SAMPAIO *et al.*, 2012).

Em segundo lugar, ressalta-se o relacionamento da taxa de câmbio e o preço de exportação do farelo de soja. Percebe-se através da análise da Equação 25 que qualquer

variação na taxa de câmbio (Dólar/Euro) irá produzir o mesmo efeito no preço de exportação do farelo de soja, ou seja, um *pass-through* completo, situação pouco comum na literatura empírica. De acordo com Fraga *et al.* (2008), a situação comum na literatura empírica é encontrar um *pass-through* incompleto.

4.1.3 Óleo de soja

Na Figura 3 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do óleo 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 óleo de soja no *Decatur, IL* (557,22 €) expresso em € / tonelada.

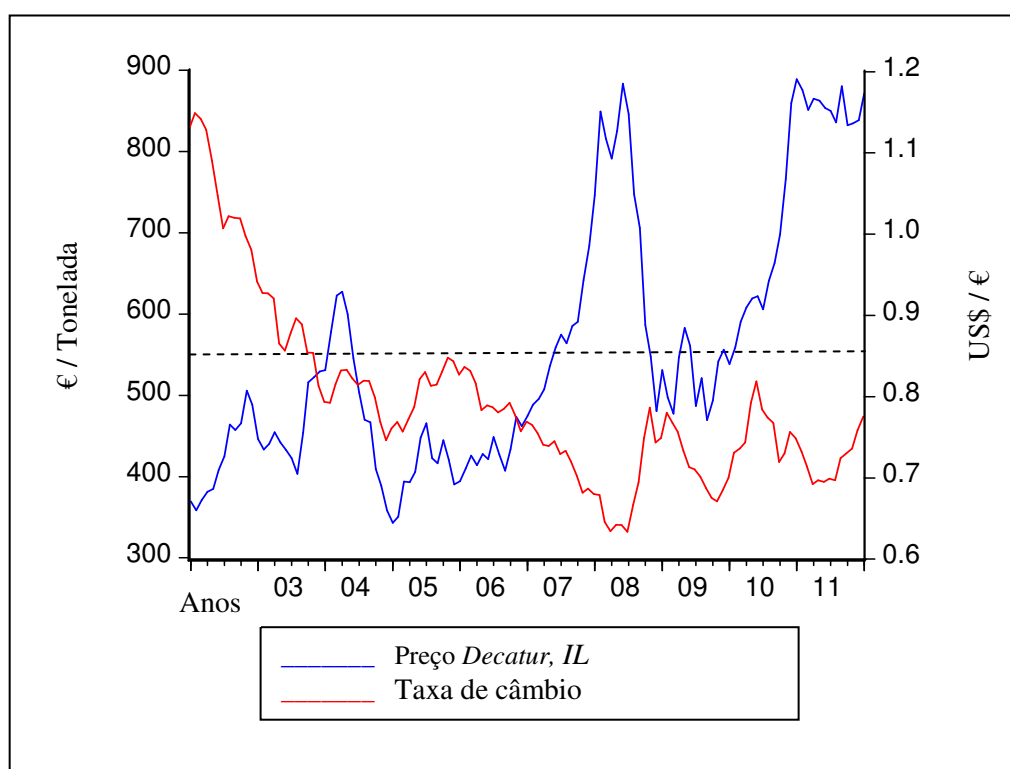


Figura 3 - Relação entre preço médio de exportação do óleo de soja (€ / Tonelada) e Taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do óleo de soja em *Decatur, IL* (€ / tonelada) = 557,22 €

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. Para realização do teste de cointegração é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 15).

Tabela 15 - Critério de defasagem VAR para o óleo de soja dos EUA.

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	409.3234	NA	3.84e-09	-8.026207	-7.922638	-7.984279
1	934.9484	999.2079	1.59e-13	-18.11779	-17.59994*	-17.90815
2	963.6142	52.22280*	1.24e-13*	-18.36860*	-17.43648	-17.99125*
3	972.1369	14.85153	1.44e-13	-18.22053	-16.87413	-17.67547
4	978.0292	9.801023	1.78e-13	-18.02038	-16.25971	-17.30761

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 15 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas). Dos cinco critérios considerados, quatro apresentaram a mesma quantidade de defasagens ótimas, apenas o Critério de Informação de Schwarz (SC) indicou que o número de defasagens do VAR auxiliar deveria ser 1 (uma). Apesar de os quatro critérios terem identificado um número ótimo para as defasagens, foi necessário acrescentar mais 1 (uma) defasagem ao modelo para que este apresenta-se a cointegração.

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 16). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e tendência.

Tabela 16 - Teste de cointegração de Johansen para o óleo de soja dos EUA.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	63.90299**	0.0497	32.26119**	0.0480
R≤1	31.64180	0.4080	16.66072	0.4866
R≤2	14.98108	0.5761	10.36274	0.5801
R≤3	4.618339	0.6518	4.618339	0.6518

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 16 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades. O sinal da variável custo de produção (LEUA_CP) não está de acordo com o esperado com a teoria econômica, em que o aumento nos custos de produção deve ser acompanhado do aumento no preço de exportação.

Tabela 17 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para óleo de soja dos EUA.

LEUA_O (-1)	LEUA_CP (-1)	LEUA_E (-1)	LINT_O (-1)	TENDÊNCIA	C
1.000000	1.842088	-0.229113	-1.318312	-0.005832	-6.953936
	(0.52289)	(0.22129)	(0.09339)	(0.00200)	
	[3.52288]	[-1.03537]	[-14.1158]	[-2.91890]	

Nota 1: LEUA_O = logaritmo neperiano do preço médio de exportação do óleo de soja em Decatur, IL (€ / tonelada), LEUA_CP = logaritmo neperiano do Índice de custos de produção americano, LEUA_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal (US\$/€), LINT_O = logaritmo neperiano do preço médio internacional do óleo de soja (Rotterdam – € /tonelada).

Nota 2: os valores entre parêntesis 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 28, verifica-se que o acréscimo de 1% no custo de produção americano (*Production Index*) ocasiona um decréscimo de 1,84% no preço médio de exportação no óleo de soja em *Decatur, IL*.

$$LEUA_O_t = 6,9539 - 1,8421LEUA_CP_t + 1,3183 LINT_O_t + 0,0058TEND \quad (28)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do óleo de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um acréscimo de 1,32% no preço médio de exportação no óleo de soja em *Decatur, IL*. Também é possível inferir que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço médio de exportação do óleo de soja, pois o coeficiente de *pass-through* não foi significativamente diferente de zero.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 18.

Tabela 18 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o óleo de soja dos EUA.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Q-Stat	p-valor	Adj Q-Stat	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.356490	NA*	0.359886	NA*	6.058203	0.9875
2	1.180078	NA*	1.199311	NA*	5.661167	0.9914
3	8.769618	0.9226	9.009906	0.9130	8.529358	0.9315
4	21.41866	0.9221	22.15499	0.9032	12.76674	0.6897
5	33.34897	0.9465	34.67591	0.9252	11.98740	0.7448
6	42.65961	0.9816	44.54519	0.9694	8.907058	0.9172
7	60.12368	0.9526	63.24409	0.9157	17.70892	0.3412
8	73.65470	0.9563	77.87969	0.9117	13.87236	0.6082
9	91.10489	0.9263	96.94896	0.8436	17.70027	0.3417
10	108.3434	0.8954	115.9831	0.7685	17.97846	0.3252
11	126.5610	0.8491	136.3101	0.6635	19.93962	0.2230
12	148.3335	0.7361	160.8621	0.4660	24.45492	0.0800

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Como se pode analisar na Tabela 18 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 variável custo de produção apresentou sinal contrário ao esperado pela teoria econômica em que os custos seguem o preço de exportação. Supõe-se que esta condição se deve aos subsídios que o governo americano oferta aos produtores e exportadores como forma de garantir sua competitividade no mercado internacional (SAMPAIO *et al.*, 2012).

Outro ponto de destaque é o coeficiente de *pass-through* igual a zero. Este indica que a taxa de câmbio não exerce qualquer influência sobre o preço de exportação em moeda

estrangeira. Segundo Tejada & Silva (2008), quando esta situação acontece significa que as mudanças cambiais afetam somente a margem de lucro dos exportadores sem ter influência sobre a competitividade das exportações.

4.2 Brasil

O crescimento do volume exportado do complexo da soja pelo Brasil de 2003 a 2011 passou de 37.927 para 54.925 milhões de toneladas, aumento de 145% (USDA, 2012).

Paralelamente ao crescimento do volume exportado observou-se o acréscimo na demanda mundial do produto como indicado nas Figuras 4, 5 e 6, mostrando a elevação mais que proporcional do preço médio de exportação no Brasil.

Nas próximas seções será analisado o relacionamento entre o preço médio de exportação da soja no Brasil, o custo de produção, a taxa de câmbio (real/euro) e o preço internacional da soja.

4.2.1 Grão de soja

Na Figura 4 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.

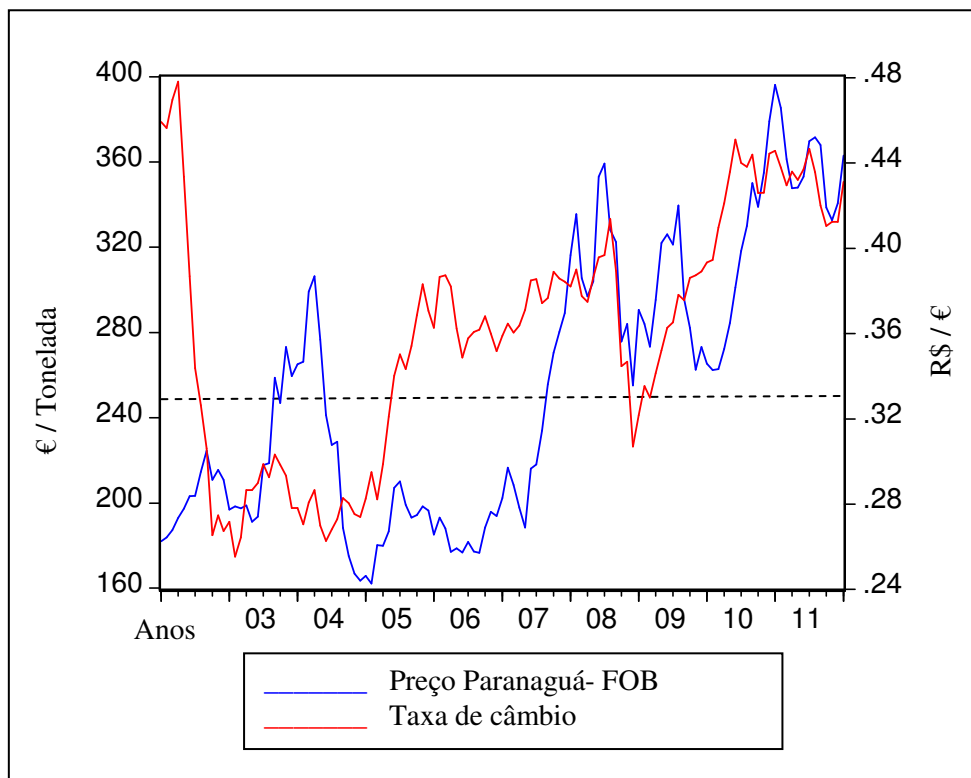


Figura 4 - Relação entre preço médio de exportação do grão de soja (€ / tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

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 4, 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 19).

Tabela 19 - 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	1.57e-13*	-18.13073*	-17.19861	-17.75339*
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 19 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 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 20).

Tabela 20 - 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 21 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades.

Tabela 21 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o grão da soja do Brasil.

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)	
	[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 parêntesis 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 29, 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.

$$LBRA_G_t = 2,2127 - 0,8783LBRA_CP_t + 1,5358LINT_G_t \quad (29)$$

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 estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 22.

Tabela 22 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC do grão da soja no Brasil.

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
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 22 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.

Os resultados encontrados para o grão de soja estão em consonância com o trabalho de Machado & Margarido (2001). Estes autores concluíram que os preços tanto do mercado brasileiro quanto do argentino seguem os preços do mercado americano (da CBOT) e do europeu (Porto de Rotterdam na Holanda), fato observado na análise da equação X4 revelando que o aumento do preço do grão de soja européia 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, 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 à janeiro de 2012.

De acordo com o modelo para análise do *pass-through* proposto por Ferreira (2000), 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 comprovados em estudos anteriores, tais como os de Cruz Jr. & Silva (2004), Fraga et al. (2008), Tejada & Silva (2008), Coronel *et al.* (2012) e Copetti *et al.* (2012).

4.2.2 Farelo de soja

Na Figura 5 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do farelo 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 (202,11 €), expresso em €/tonelada.

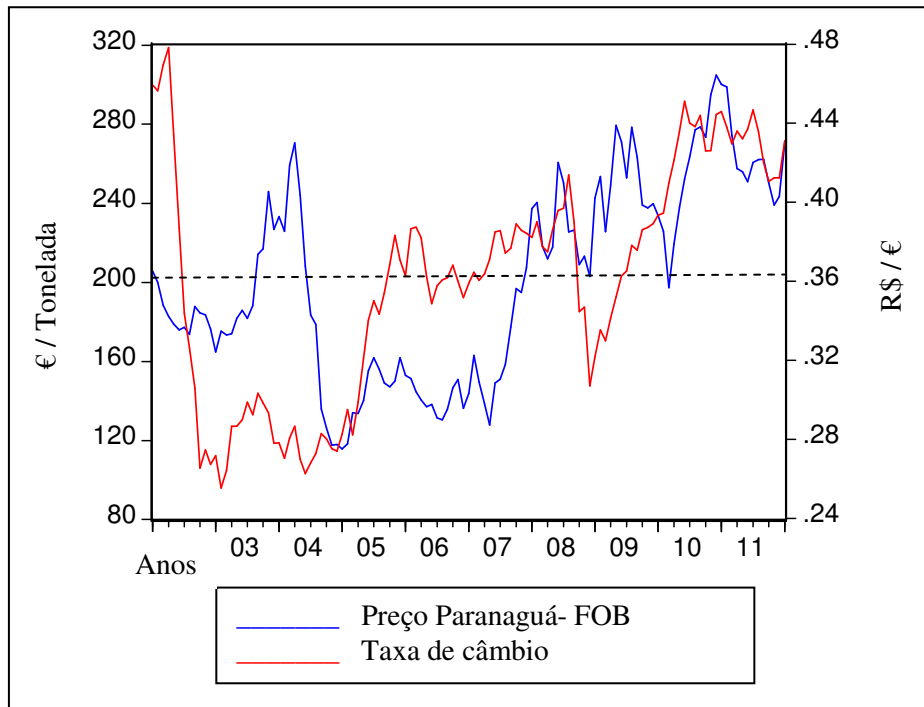


Figura 5 - Relação entre preço médio de exportação do farelo de soja (€ / Tonelada) e Taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do farelo de soja no Porto de Paranaguá - FOB (€/ tonelada) = 202,11 €.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir da Figura 5, 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 23).

Tabela 23 - Critério de defasagem VAR para o farelo de soja do Brasil.

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	331.9023	NA	1.36e-08	-6.760873	-6.654699	-6.717941
1	870.9503	1022.524	2.82e-13	-17.54537	-17.01450*	-17.33071
2	903.2924	58.68271	2.02e-13*	-17.88232*	-16.92676	-17.49594*
3	918.9107	27.05022*	2.04e-13	-17.87445	-16.49419	-17.31634
4	933.9968	24.88433	2.10e-13	-17.85561	-16.05065	-17.12577

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 23 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas) de acordo com os critérios Erro de Predição Final FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

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 24). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e sem tendência.

Tabela 24 - Teste de cointegração de Johansen para o farelo de soja do Brasil.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	51.64374**	0.0211	33.44924**	0.0078
R≤1	18.19450	0.5517	10.38515	0.7079
R≤2	7.809353	0.4860	4.345194	0.8212
R≤3	3.464159	0.0627	3.464159	0.0627

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 25 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades. Os sinais das variáveis custo de produção (LBRA_CP) e taxa de câmbio (LBRA_E) não estão de acordo com o esperado com a teoria econômica. É esperado que o

custo de produção apresente o mesmo sinal do preço de exportação, já a taxa de câmbio espera-se um sinal contrário ao do preço de exportação. Todas as variáveis apresentaram-se significativas ao nível de 5%.

Tabela 25 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o farelo de soja do Brasil.

LBRA_F (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_F (-1)	C
1.000000	0.511550	-0.368573	-1.148678	-2.419319
	(0.17176)	(0.13615)	(0.07042)	
	[2.97837]	[-2.70712]	[-16.3110]	

Nota 1: LBRA_F = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do farelo de soja em Paranaguá, PR (€ / tonelada), LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do Índice de custos de produção brasileiro, LBRA_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (R\$/€), LINT_F = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do farelo 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 30, verifica-se que um aumento de 1% no custo de produção brasileiro (IPA-OG) proporciona um decréscimo de 0,51% no preço médio de exportação do farelo de soja em Paranaguá, PR.

$$LBRA_F_t = 2,4193 - 0,5116LBRA_CP_t + 0,3686LBRA_E_t + 1,1487 LINT_F_t \quad (30)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do grão de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um acréscimo de 1,15% no preço médio de exportação no grão de soja brasileiro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um acréscimo de 0,37% no preço médio de exportação no farelo de soja.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo estimado, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 26.

Tabela 26 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o farelo de soja do Brasil.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	NA*	3.023820	NA*	NA*	24.70417	0.0752
2	0.5328	15.14385	0.5141	0.5328	13.69901	0.6211
3	0.5456	31.14276	0.5098	0.5456	17.05149	0.3823
4	0.4780	49.25483	0.4227	0.4780	18.16539	0.3143
5	0.7102	59.15051	0.6483	0.7102	9.495354	0.8916
6	0.7135	75.19119	0.6312	0.7135	15.26769	0.5051
7	0.8267	86.40443	0.7481	0.8267	10.70865	0.8271
8	0.7759	105.2901	0.6601	0.7759	17.85402	0.3325
9	0.8064	120.1722	0.6764	0.8064	13.63351	0.6260
10	0.7419	140.6826	0.5626	0.7419	18.99251	0.2691
11	0.8345	151.8119	0.6658	0.8345	10.17785	0.8572
12	0.6156	182.5323	0.3522	0.6156	28.54340	0.0272

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Como se pode analisar na Tabela 26 até 11 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.

Ainda sobre a Equação 28 é possível inferir que o repasse cambial para os preços de exportação se deu de forma incompleta (0,37). Contudo, o relacionamento entre as variáveis taxa de câmbio e preço de exportação foi o oposto do esperado pela teoria econômica. Esta prevê que um acréscimo na taxa de câmbio promove uma redução no preço de exportação em moeda estrangeira.

Além disso, este resultado está em consonância com trabalhos empíricos, que também concluíram a presença de um *pass-through* incompleto para a soja brasileira (Cruz Jr. & Silva, 2004; Fraga *et al.*, 2008; Tejada & Silva, 2008; Coronel *et al.*, 2012; e Copetti *et al.*, 2012). Ainda, Coronel *et al.* (2012), encontrou um coeficiente de *pass-through* de 0,53 e o presente estudo de 0,37, indicando as diferentes taxas de câmbio e períodos utilizados na estimação do modelo econométrico.

4.2.3 Óleo de soja

Na Figura 6 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do óleo 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 (556,53 €), expresso em €/tonelada.

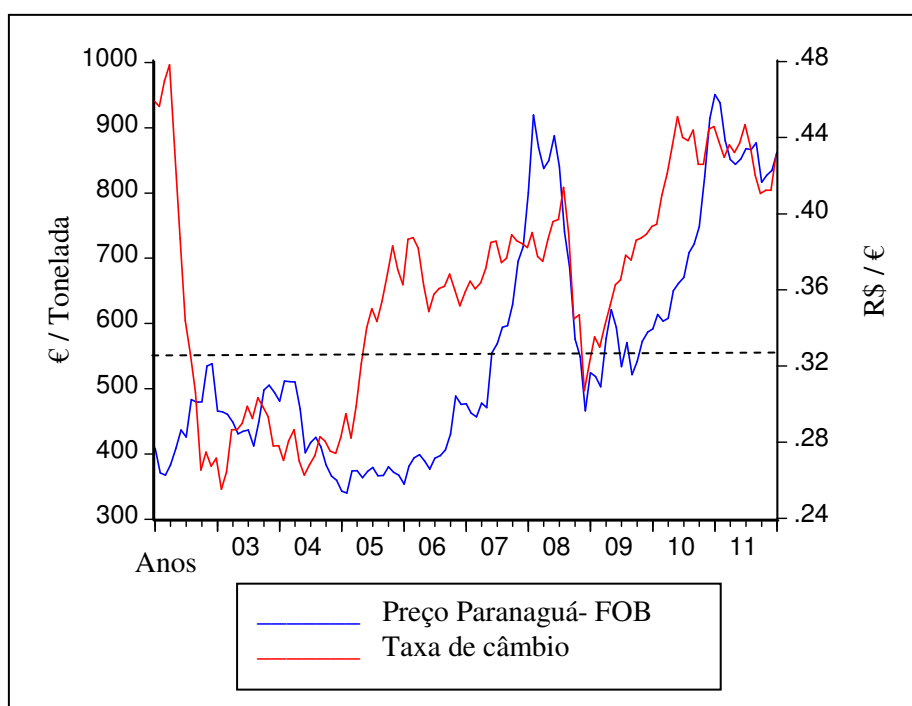


Figura 6 - Relação entre preço médio de exportação do óleo de soja (€ / tonelada) e taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do óleo de soja no Porto de Paranaguá - FOB (€ / tonelada) = 556,53 €.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir da Figura 6, 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 27).

Tabela 27 - Critério de defasagem VAR para o óleo de soja do Brasil.

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	371.8237	NA	8.07e-09	-7.283638	-7.180069	-7.241710
1	973.6043	1143.979	7.40e-14	-18.88325	-18.36541*	-18.67361*
2	996.0980	40.97869*	6.52e-14*	-19.01184*	-18.07972	-18.63449
3	1008.490	21.59384	7.03e-14	-18.94040	-17.59400	-18.39533
4	1024.171	26.08299	7.12e-14	-18.93408	-17.17340	-18.22130

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 27 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 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). Foi necessário utilizar 4 (quatro) defasagens no VAR auxiliar e 3 (três) na equação de cointegração com a finalidade de evitar a correlação serial dos resíduos

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 28). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e tendência.

Tabela 28 - Teste de cointegração de Johansen para o óleo de soja do Brasil.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	70.88439**	0.0115	36.48174**	0.0137
R≤1	34.40264	0.2704	18.49179	0.3407
R≤2	15.91086	0.4997	10.71096	0.5434
R≤3	5.199892	0.5679	5.199892	0.5679

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 29 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades. O sinal da variável custo de produção (LBRA_CP) não está de acordo com o esperado com a teoria econômica. Todas as variáveis apresentaram-se significativas ao nível de 5%.

Tabela 29 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o óleo de soja do Brasil.

LBRA_O (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_O (-1)	TENDÊNCIA	C
1.000000	0.895729	0.210261	-1.124120	-0.004533	-3.873503
	(0.13804)	(0.05747)	(0.02980)	(0.00074)	
	[6.48904]	[3.65865]	[-37.7179]	[-6.14167]	

Nota 1: LBRA_O = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do óleo de soja em Paranaguá, PR (€ / tonelada), LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do Índice de custos de produção brasileiro, LBRA_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (R\$/€), LINT_O = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do óleo 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 31, verifica-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro (IPA-OG) ocasiona o decréscimo de 0,90% no preço médio de exportação do óleo de soja em Paranaguá, PR.

$$LBRA_O_t = 3,8735 - 0,8957LBRA_CP_t - 0,2103LBRA_E_t + 1,1241LINT_O_t + 0,0045TEND \quad (31)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do óleo de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um acréscimo de 1,12% no preço médio de exportação do óleo de soja brasileiro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um decréscimo de 0,21% no preço médio de exportação no óleo de soja. Além disso, como o coeficiente de *pass-through* ficou entre 0 e 1, ele é dito como incompleto, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente o preço médio de exportação do óleo de soja.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo estimado, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 30.

Tabela 30 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o óleo de soja do Brasil.

Defasagens	Est. Q	Teste de Portmanteau		Teste LM		
		p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	2.179952	NA*	2.200913	NA*	28.72544	0.0259
2	6.132800	NA*	6.230515	NA*	21.43365	0.1624
3	8.916030	NA*	9.095605	NA*	10.78526	0.8225
4	23.15125	0.1098	23.89460	0.0918	15.83169	0.4648
5	32.39210	0.4474	33.59748	0.3899	10.12347	0.8601
6	46.21278	0.5463	48.25578	0.4625	15.20494	0.5097
7	63.44640	0.4960	66.72038	0.3837	18.24713	0.3096
8	77.51133	0.5580	81.94530	0.4187	14.25991	0.5794
9	98.99125	0.3968	105.4390	0.2395	22.44902	0.1293
10	127.8134	0.1458	137.2951	0.0525	29.48569	0.0209
11	134.7387	0.3244	145.0307	0.1442	6.985248	0.9735
12	147.7694	0.3977	159.7429	0.1749	13.49512	0.6363

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Como se pode analisar na Tabela 30 somente na décima defasagem o modelo apresentou correlação serial de acordo com o teste LM, sendo que o teste de Portmanteau não identificou a mesma correlação. Desta forma, o modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

O resultado encontrado do repasse cambial para o preço médio de exportação está de acordo com as evidências obtidas pela literatura. Coronel *et al.* (2012), por exemplo, encontrou um *pass-through* para o preço médio do óleo de soja de -0,27, já o presente trabalho um *pass-through* de -0,21. Esta diferença de valores do coeficiente pode ser

explicada pela taxa de câmbio utilizada como referência nos dois trabalhos, bem como o período de análise. É interessante observar que tanto a taxa de câmbio Real/Dólar e Real/Euro obtiveram um repasse incompleto para o preço médio do óleo de soja brasileiro na faixa dos 20%.

4.3 Argentina

O crescimento do volume exportado do complexo da soja pela Argentina de 2003 a 2011 passou de 30.200 para 45.390 milhões de toneladas, ou seja, um aumento de 150% (USDA, 2012).

Paralelamente ao crescimento do volume exportado observou-se o acréscimo na demanda mundial do produto como indicado nas Figuras 7, 8 e 9, mostrando a elevação mais que proporcional do preço médio de exportação na Argentina.

Nas próximas seções será analisado o relacionamento entre o preço médio de exportação da soja na Argentina, o custo de produção, a taxa de câmbio (peso/euro) e o preço internacional da soja.

4.3.1 Grão de soja

Na Figura 7 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.

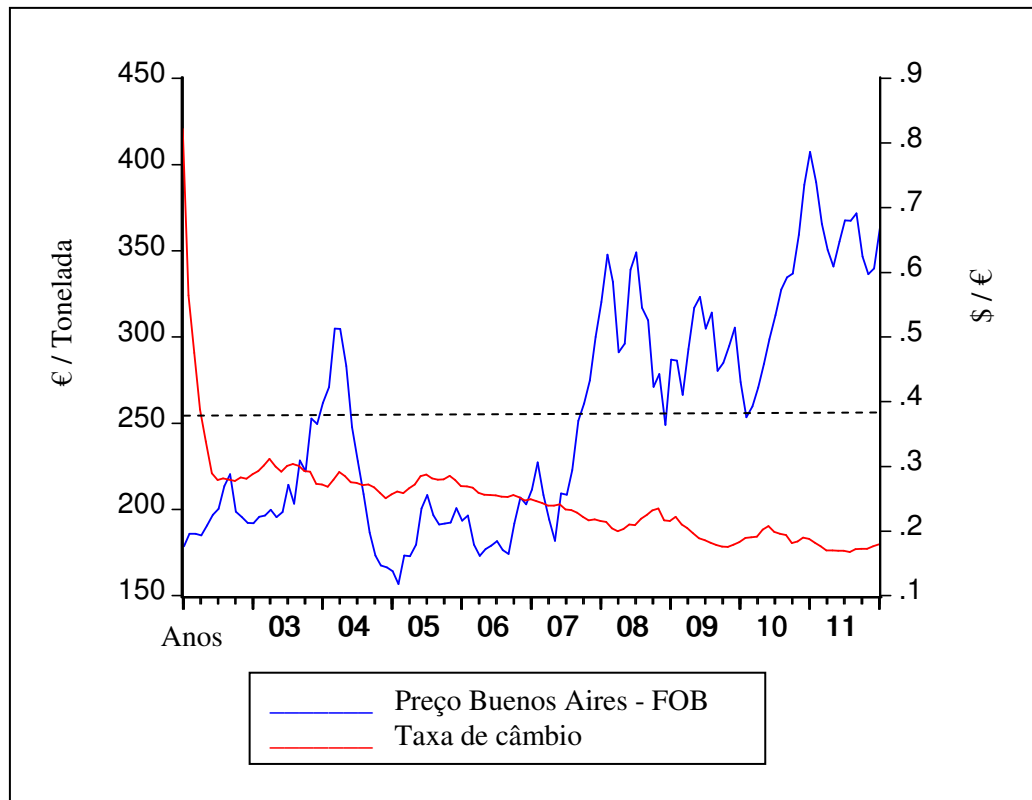


Figura 7 - Relação entre preço médio de exportação do grão de soja (€ / tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

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 7, 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 31).

Tabela 31 - 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	30.45296*	1.63e-13*	-18.09340*	-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 31 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 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 32). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, sem intercepto e sem tendência.

Tabela 32 - 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	58.75690**	0.0003	30.96192**	0.0051
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 33 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 33 - 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 32, verifica-se o custo de produção argentino não apresenta relação com o preço médio de exportação do grão de soja em Buenos Aires.

$$\text{LARG_G}_t = + 1,0233\text{LINT_G}_t \quad (32)$$

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, os resultados encontram-se na Tabela 34.

Tabela 34 - 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 34 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 30 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 & 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.

4.3.2 Farelo de soja

Na Figura 7 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do farelo 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 farelo de soja em Buenos Aires (187,95 €) expresso em €/tonelada.

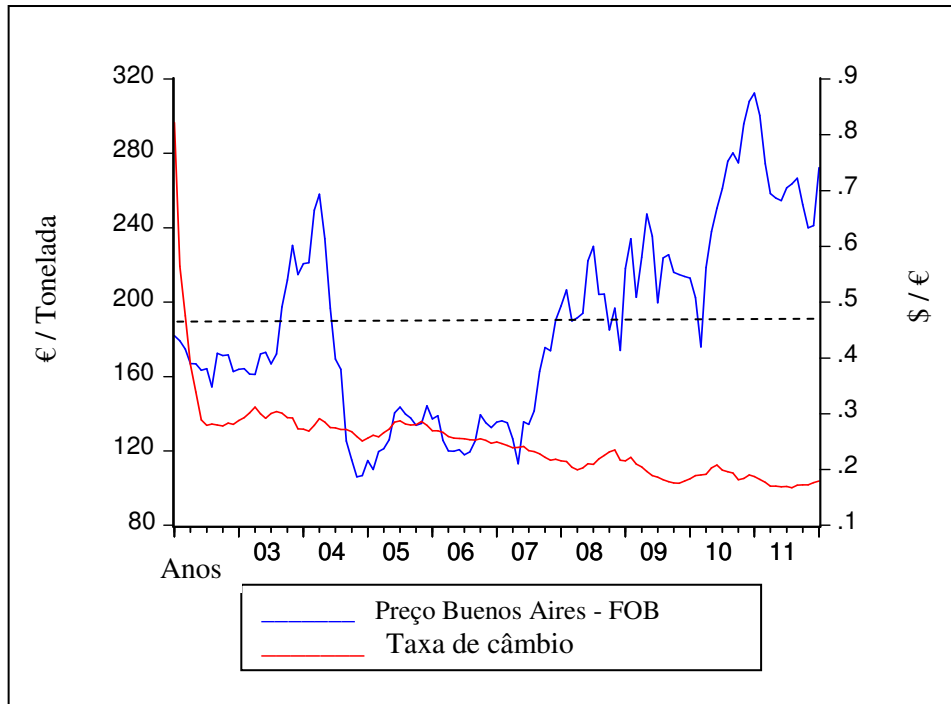


Figura 8 - Relação entre preço médio de exportação do farelo de soja (€ / tonelada) e taxa de Câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do farelo de soja em Buenos Aires - FOB (€ / tonelada) = 187,95 €

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir da Figura 7, 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 35).

Tabela 35 - Critério de defasagem VAR para o farelo de soja da Argentina.

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	217.4160	NA	7.30e-08	-5.081334	-4.965581	-5.034802
1	736.7566	976.8548	4.56e-13	-17.06563	-16.48687*	-16.83297
2	765.6244	51.54980*	3.36e-13*	-17.37201*	-16.33023	-16.95322*
3	771.9113	10.62778	4.27e-13	-17.14075	-15.63595	-16.53583
4	783.0571	17.78021	4.85e-13	-17.02517	-15.05737	-16.23413

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 35 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas). Dos cinco critérios considerados, quatro apresentaram a mesma quantidade de defasagens ótimas, apenas o Critério de Informação de Schwarz (SC) indicou 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 36). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, sem intercepto e sem tendência.

Tabela 36 - Teste de cointegração de Johansen para o farelo de soja da Argentina.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	42.37754**	0.0295	29.04698**	0.0100
R≤1	13.33057	0.5936	7.143799	0.7965
R≤2	6.186769	0.4136	5.132011	0.4589
R≤3	1.054758	0.3537	1.054758	0.3537

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 37 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades. Todas as variáveis apresentaram-se não significativas ao nível de 5%.

Tabela 37 - Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o farelo da Argentina.

LARG_F (-1)	LARG_CP (-1)	LARG_E (-1)	LINT_F (-1)
1.000000	0.360147	2.399180	-0.931493
	(1.16530)	(1.54047)	(1.04505)
	[0.30906]	[1.55743]	[-0.89134]

Nota 1: LARG_F = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do farelo 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_F = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do farelo 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 Tabela 37, verifica-se o custo de produção argentino, o preço internacional do farelo de soja e a taxa de câmbio não apresentam relação com o preço médio de exportação do farelo de soja em Buenos Aires.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo estimado, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 38.

Tabela 38 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o farelo de seoja 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 38 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.

De acordo com a Tabela 37, observou-se o não relacionamento das variáveis analisadas no modelo em relação ao preço médio de exportação do farelo de soja na Argentina. Este fato pode ser explicado recorte temporal utilizado no trabalho, uma vez que o estudo de Machado & Margarido (2001), por exemplo, identificaram relacionamento do preço de exportação da Argentina com o de Rotterdam, ou seja, que o preço argentino segue o preço de Rotterdam.

4.3.3 Óleo de Soja

Na Figura 9 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do óleo 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 óleo de soja em Buenos Aires (553,40 €) expresso em €/tonelada.

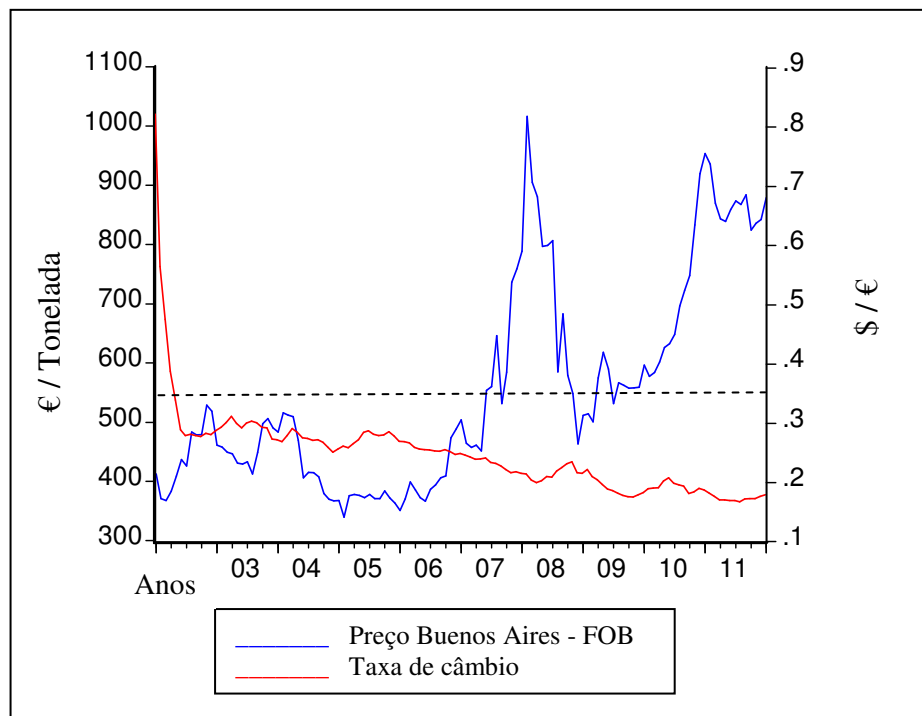


Figura 9 - Relação entre preço médio de exportação do óleo de soja (€ / tonelada) e taxa de câmbio nominal, no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do óleo de soja em Buenos Aires - FOB (€ / tonelada) = 553,40 €

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A partir da Figura 9, 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 39).

Tabela 39 - Critério de defasagem VAR para o óleo de soja da Argentina.

	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	327.2539	NA	1.50e-08	-6.665029	-6.558855	-6.622097
1	886.5254	1060.886	2.05e-13	-17.86650	-17.33564*	-17.65185
2	911.1557	44.69006	1.72e-13*	-18.04445*	-17.08889	-17.65807*
3	918.5106	12.73830	2.06e-13	-17.86620	-16.48594	-17.30809
4	932.1222	22.45211	2.18e-13	-17.81695	-16.01200	-17.08712

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 39 indicou que o número de defasagens a ser incluída no VAR auxiliar é de 2 (duas).

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 40). Além disso, o sumário do teste indicou que a equação de cointegração deve ser linear, com intercepto e tendência.

Tabela 40 - Teste de cointegração de Johansen para o óleo de soja da Argentina.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	80.01492**	0.0012	38.11128**	0.0082
R≤1	41.90364	0.0629	22.66928	0.1236
R≤2	19.23436	0.2671	11.88552	0.4259
R≤3	7.348840	0.3095	7.348840	0.3095

Nota: ** significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 41 apresenta o vetor de cointegração entre as variáveis analisadas indicando as elasticidades. Todas as variáveis apresentaram-se significativas ao nível de 5%. Todos os sinais das variáveis estão de acordo com a teoria econômica.

Tabela 41 - Estimativa do Vetor de cointegração (normalizado) para o óleo de soja da Argentina.

LARG_O (-1)	LARG_CP (-1)	LARG_E (-1)	LINT_O (-1)	TENDÊNCIA	C
1.000000	-1.121087	0.782813	-0.930200	0.013498	6.536807
	(0.43982)	(0.15944)	(0.07121)	(0.00351)	
	[-2.54897]	[4.90982]	[-13.0629]	[3.84164]	

Nota 1: LARG_O = logaritmo *neperiano* do preço médio de exportação do óleo de soja em Buenos Aires (€ / tonelada), LARG_CP = logaritmo *neperiano* do Índice de custos de produção argentino, LARG_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio nominal (\$/€), LINT_O = logaritmo *neperiano* do preço médio internacional do óleo 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 33, verifica-se o acréscimo de 1% no custo de produção argentino proporciona um aumento de 1,12% no preço médio de exportação do óleo de soja em Buenos Aires.

$$\text{LARG_O}_t = - 6,5368 + 1,1211\text{LARG_CP}_t - 0,7828\text{LARG_E}_t + 0,9302\text{LINT_O}_t + 0,0135\text{TEND} \quad (33)$$

Já o aumento de 1% no preço médio internacional do óleo de soja (Porto de Rotterdam na Holanda) ocasiona um aumento de 0,93% no preço médio de exportação no óleo de soja argentino.

Também é possível inferir que o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um decréscimo de 0,78% no preço médio de exportação no óleo de soja. Além disso, como o coeficiente de *pass-through* ficou entre 0 e 1, ele é dito como incompleto, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente o preço médio de exportação do óleo de soja.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo estimado, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, os resultados encontram-se na Tabela 42.

Tabela 42 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o óleo de soja da Argentina.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	4.336771	NA*	4.377684	NA*	21.16766	0.1722
2	14.15833	0.5869	14.38632	0.5700	14.67891	0.5483
3	26.24546	0.7526	26.82212	0.7262	11.96202	0.7466
4	37.59310	0.8601	38.61044	0.8314	11.47767	0.7791
5	50.23684	0.8955	51.87398	0.8617	12.43148	0.7138
6	62.14235	0.9305	64.48674	0.8966	11.45918	0.7803
7	82.46945	0.8359	86.23674	0.7522	20.63927	0.1928
8	97.61870	0.8316	102.6102	0.7261	15.83187	0.4648
9	110.5913	0.8642	116.7741	0.7521	12.90983	0.6793
10	121.9278	0.9089	129.2793	0.8049	11.37524	0.7858
11	132.1003	0.9477	140.6174	0.8628	10.08323	0.8622
12	152.0304	0.9040	163.0651	0.7490	20.09755	0.2159

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Como se pode analisar na Tabela 42 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.

4.4 Síntese dos Resultados

A Tabela 43 apresenta uma síntese dos resultados obtidos para todos os modelos estimados para o grão de soja, o farelo de soja e o óleo de soja dos três países (EUA, Brasil e Argentina) no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Tabela 43 - síntese dos resultados obtidos para todos os modelos estimados para o grão de soja, o farelo de soja e o óleo de soja dos três países (EUA, Brasil e Argentina) no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Produto	País	Variáveis		
		Custo de produção	Taxa de câmbio	Preço internacional
Grão	EUA	∅	+0,6497	+1,4454
	Brasil	-0,8783	∅	+1,5358
	Argentina	∅	∅	+1,0233
Farelo	EUA	∅	+1,1097	+1,3117
	Brasil	-0,5116	+0,3686	+1,1487
	Argentina	∅	∅	∅
Óleo	EUA	-1,8421	∅	+1,3183
	Brasil	-0,8957	-0,2103	+1,1241
	Argentina	+1,1211	-0,7828	+0,9302

Obs.: ∅ significa coeficiente não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

A análise da Tabela 43 revela um comparativo da transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação. Em relação ao grão de soja é possível evidenciar que o grau de repasse (*pass-through*) foi nulo tanto para o Brasil quanto para a Argentina. Este fato indica que a depreciação na taxa câmbio não produz ganho em competitividade no preço de exportação do grão de soja em moeda estrangeira (euro). Por outro lado, o grau de repasse cambial para preço de exportação do grão de soja dos Estados Unidos foi incompleto (65%), indicando que a depreciação cambial irá repercutir no ganho em competitividade no preço de exportação em euro.

Sobre o farelo de soja, observam-se as três situações possíveis do repasse cambial para os preços de exportação: $\phi_2 = 0$ na Argentina (significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre preços de exportação); $\phi_2 = [-1]$ nos Estados Unidos (significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente os preços de exportação); e $-1 < \phi_2 < 0$ no Brasil (significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação).

Já na análise do óleo de soja, Estados Unidos apresentou um coeficiente de *pass-through* nulo, enquanto Brasil e Argentina coeficientes incompletos. Ainda, o grau de repasse cambial da Argentina para o preço de exportação foi quase quatro vezes maior do que o Brasil. Este fato indica uma maior sensibilidade do preço de exportação do óleo de soja na Argentina cotado em euro mediante a variação cambial.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na análise da exportação do complexo da soja de Estados Unidos, Brasil e Argentina no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012 ficou evidente o crescimento expressivo destes países na exportação mundial. No entanto, há diferenças entre cada um dos três países quanto ao produto exportado no complexo da soja. Estados Unidos, por exemplo, teve sua maior participação na exportação do grão em relação ao total exportado, a exportação da soja *in natura* oscilou de 76 a 83% do total. O Brasil também teve a maior parte da exportação do complexo da soja pelo grão, 54% a 70%, e alguma participação do farelo de soja, oscilando entre 29-39% do total exportado. Já a configuração das exportações Argentinas diferencia-se de Estados Unidos e Brasil, pois a maior parte da produção canalizada ao mercado externo é de farelo de soja (58-70%). Uma das possíveis explicações é a política tributária Argentina que incentiva a exportação de produtos industrializados (ABIOVE, 2012).

Sobre os resultados encontrados nas equações do modelo vetorial de correção de erros, observou-se que nos Estados Unidos o custo de produção: ou não tem impacto sobre o preço de exportação (grão e farelo) ou o impacto é negativo (óleo de soja), ou seja, um relacionamento contrário ao esperado na teoria econômica que observa uma relação positiva entre estas variáveis. Outro fato observado diz respeito ao coeficiente da variável taxa de câmbio (LEUA_E), este é denominado o coeficiente de *pass-through*, que representa o quanto a variação da taxa de câmbio causa impacto sobre o preço de exportação. Estados Unidos foi o único país que apresentou as três situações possíveis para o coeficiente de repasse: foi incompleto ($-1 < \phi_2 < 0$) na equação do grão de soja, foi completo ($\phi_2 = [-1]$) na equação do farelo de soja, e foi nulo ($\phi_2 = 0$) na equação do óleo de soja. Ainda, sobre o preço internacional, corroborou-se com o esperado pela literatura empírica – um relacionamento positivo entre as variáveis preço internacional e preço de exportação.

O relacionamento de longo prazo das variáveis preço de exportação, custo de produção, taxa de câmbio e preço internacional foi demonstrado também no mercado brasileiro. Os resultados apontam para uma relação inversa ao esperado pela teoria econômica na variável custo de produção. Esta variável teve o sinal negativo nas três equações do Brasil, significando que acréscimos no custo de produção diminuiriam o preço de exportação. Já o coeficiente da taxa de câmbio apresentou-se nulo para o grão da soja e incompleto para o

farelo e óleo de soja. Sobre o preço internacional nas equações do mercado brasileiro, este apresentou-se positivo corroborando com a teoria econômica.

Já o mercado Argentino apresentou um coeficiente para o custo de produção nulo para o grão e farelo de soja e positivo para o óleo de soja. O coeficiente de *pass-through* foi nulo tanto para o grão quanto para o farelo de soja, indicando ausência de repasse cambial para o preço de exportação. Na equação do óleo de soja o coeficiente de *pass-through* foi incompleto. A variável preço internacional foi positiva tanto para o grão quanto para o óleo de soja e nula para o farelo de soja.

Ao retornar ao problema de pesquisa proposto no trabalho (“Existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação do complexo da soja (grão, farelo e azeite) entre os mercados americanos, brasileiros e argentinos, no período compreendido entre 01/2003 a 01/2012?”), observa-se que o mesmo foi respondido afirmativamente e há diferenças significativas no grau de *pass-through* do complexo da soja para os três países foco do estudo. Conforme ficou evidenciado na seção 4.4, Estados Unidos é o mais competitivo no repasse cambial para os preços de exportação no grão e no farelo de soja cotados em moeda estrangeira (euro). Já para o subproduto óleo de soja, o país mais competitivo no repasse cambial é a Argentina.

Vale destacar que os resultados encontrados nesta pesquisa fornecem informações parciais sobre a formação de preços no complexo da soja. Outras características como a grande concentração e o reduzido poder de mercado dos exportadores deverão ser levados em conta em pesquisas futuras para um maior aprofundamento do tema. Além disso, a moeda de referência utilizada neste trabalho (euro) diferencia-se de outros, bem como o período de análise, o que pode ter impactado sobre os resultados encontrados.

6 REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS (ABIOVE). São Paulo, 2012. Disponível em:<www.abiove.com.br>. Acesso em: 03/set/2011.

BATISTA JR., P. N. Argentina: uma crise paradigmática. **Estudos Avançados**, São Paulo, v.16, n.44, p.83-96, 2002.

BROWN, R.L; DURBIN, J.; EVANS, J.M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. **Journal of the Royal Statistical Society**, [S.l.], v.37, n.2, p.149-163, 1975.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A.; VIEIRA, K. M. 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.

CORONEL, D. A.; MACHADO, J. A. D.; CARVALHO, F. M. A. D. Análise da competitividade das exportações do complexo soja brasileiro de 1995 a 2006: uma abordagem de market-share. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, p. 281-308, 2009.

CORONEL, D. A. *et al.* Efeitos da abertura econômica na formação de preços no mercado internacional de soja em grãos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande, MS. **Anais...** Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2010.

CORONEL, D. A. *et al.* Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 50., 2012, Vitória, ES. **Anais...** Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 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 times series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, [S.l.], v.74, n.366, p.427-431, jun. 1979.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

FACKLER, P.L; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Org.). **Handbook of agricultural economics**. Amsterdam: Elsevier, 2001.

FILHO, Regime cambial para países emergentes: uma proposição a partir de Keynes. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, n. 2, p.1-16, ago. 2008.

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, ano 26, n. 49, p. 193-210, 2008.

GALA, P. Dois padrões de política cambial: América Latina e Sudeste Asiático. **Economia e Sociedade**. Campinas, v. 16, n.1, p.65-91, abr. 2007.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda., 2011.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 03/set/2011.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**. [S.l.], v.12, p.231-254, 1988.

KIM, I.; MADDALA, G. S. Unit root, cointegration and structural change. **Themes in Modern Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

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

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558p.

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.

MACKINNON, J.M.; HAUG, A.A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**. [S.l.], v.14, n.5, p.563-577, 1999.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.17, n.2, p.241-270, 2007.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, v. 49, p.71-85, 2002.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v. 27, 1995.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, 1995.

MILJKOVIC, D. The law of one price in international trade: a critical review. **Review of Agricultural Economics**, Washington, v.21, n.1, p.126-139, spring/summer. 1999.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). Disponível em <www.mdic.gov.br>. Acesso em: 03/set/2011.

MORAES, M.; ALMEIDA, A. N. Formação do preço doméstico da soja: Considerações do 1º, 2º e 3º vencimento da CBTO sobre o mercado físico brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., 2001, Recife. **Anais...** Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2004.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D.F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, [S.l.], v. 6, n. 1, p.399-422, 1992.

NAKABASHI, L.; CRUZ, M.J.V.; SCATOLIN, F.D. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. **R. Econ. contemp.**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 433-461, set./dez. 2008.

NEW YORK FED. Federal Reserve Bank Of New York. Disponível em: <<http://www.ny.frb.org/aboutthefed/fedpoint/fed44.html>>. Acesso em: 02/fev/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.

PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, [S.l.], v.75, p.335-346, 1988.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**. [S.l.], v. 68, n.1, p. 102-109, 1986.

RICHARDSON, J.D. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. **Journal of International Economics**. [S.l.], v. 8, n. 2, p. 341-351, 1978.

RUFATO, D. A.; MEDEIROS, N. H. Abertura comercial brasileira: análise de impactos nos agronegócios da soja. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais...** Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2004.

SAMPAIO, L. M. B.; SAMPAIO, Y.; BERTRAND, J-P. 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.

SECRETARÍA DE AGRICULTURA, GANADERÍA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (SAGPYA). Disponível em: <www.minagri.gob.ar>. Acesso em: 03/set/2011.

SILVA, M.L.F. Plano Real e âncora cambial. **Revista de Economia Política**. São Paulo, v.22, n.3, jul./set. 2002.

SOARES, M.R.C. Lei Kandir: Breve Histórico. **Biblioteca Digital da Câmara dos Deputados**. Brasília, nov. 2007. Disponível em: http://bd.camara.gov.br/bd/bitstream/handle/bdcamara/1441/lei_kandir_soares.pdf?sequence=1

SOUZA, R. G.; ALVES, A. F. Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e Evidências empíricas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador/BA. **Anais...** Niterói, RJ: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2010.

STIGLER, G. J.; SHERWIN, R. A. The extent of the market. **Journal of Law and Economics**. Chicago, v. 28, n. 3, p. 555-585, 1985.

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

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