

# Análise de Causalidade de Preços no Mercado Internacional da Soja

O Caso do Brasil, Argentina e Estados Unidos

**Bruna Márcia Machado Moraes<sup>1</sup>**

**Reisoli Bender Filho<sup>2</sup>**

**Kelmara Mendes Vieira<sup>3</sup>**

**Paulo Sérgio Ceretta<sup>4</sup>**

## Resumo

O presente artigo analisou a relação de precedência dos preços internacionais da soja em grãos, levando em consideração os principais exportadores mundiais – Brasil, Argentina e Estados Unidos –, no período entre 2003 e 2012. Para isso, utilizou-se a metodologia de causalidade proposta por Toda e Yamamoto (1995). Os resultados indicam que nos preços da soja da Argentina existe precedência de causalidade bidirecional significativa do Brasil. Já os preços da soja do Brasil sofrem influência tanto dos preços do mercado dos Estados Unidos quanto da Argentina, enquanto os preços da *commodity* norte-americana mostraram relação de precedência dos preços argentinos.

**Palavras-chave:** Soja em grãos. Mercado internacional. Causalidade.

<sup>1</sup> Doutoranda em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Graduada em Administração de Empresas pelo Centro Universitário Franciscano (Unifra).

<sup>2</sup> Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Mestre em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade de Santa Cruz do Sul (Unisc). Professor-adjunto da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

<sup>3</sup> Doutora em Administração pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Mestre em Administração pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Graduada em Administração pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professora associada do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria (PPGA/UFSM). Bolsista do CNPq – Brasil.

<sup>4</sup> Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). Mestre em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Graduado em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Professor Associado da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Bolsista do CNPq – Brasil.

## **ANALYSIS OF INTERNATIONAL MARKET OF SOYBEAN CAUSALITY: THE CASE OF BRAZIL, ARGENTINA AND THE UNITED STATES.**

### **Abstract**

---

This paper analyzed the relation of precedence in international prices of soybeans, taking into account the main world exporters – Brazil, Argentina and the United States –, between 2003 and 2012. For this, we used the methodology proposed by causality Toda and Yamamoto (1995). The results indicate that the prices of soybean in Argentina there is precedence significant bidirectional causality from Brazil. Already soybean prices in Brazil are influenced both the market price of the United States and Argentina, while the prices of American commodity showed precedence relationship of Argentine prices.

**Keywords:** Soybeans. International market. Causality.

No setor do agronegócio mundial, uma das atividades econômicas que obteve crescimento mais significativo na última década foi a produção de soja. Esse aumento pode ser explicado pelo fato de que a soja vem sendo consolidada como importante fonte de proteína vegetal, sendo, assim, um substituto da proteína de origem animal. Outro fator importante é a geração e oferta de tecnologias que facilitam e viabilizam a exploração da soja em diversas regiões do mundo (Hirakuri; Lazzarotto, 2011).

Entre as safras agrícolas de 1970/1971 e 2010/2011, a produção da lavoura de soja foi a atividade que apresentou a maior expansão no mercado mundial, com 526% de aumento na produção, ficando à frente da produção do milho, com 206% de aumento e do arroz, com 117%. Nesse mesmo período, Argentina, Brasil e Estados Unidos alcançaram crescimentos totais da ordem de 390,0%, 319,0% e 71,8%, respectivamente, na produção da oleaginosa (United..., 2011).

Para o período atual, ciclo 2013/2014, segundo estimativas divulgadas pelo USDA (United..., 2013), os Estados Unidos deverão continuar sendo os maiores produtores mundiais de soja, responsáveis por produzir em torno de 92,3 milhões de toneladas, volume 12,4% acima do registrado na safra 2012/13. Já o Brasil deverá produzir 88 milhões de toneladas, seguido pela Argentina, com 53,5 milhões.

Pelo fato de os Estados Unidos serem os maiores produtores mundiais de soja, os preços são cotados na *Chicago Board of Trade* (CBOT),<sup>5</sup> de forma que a formação do preço doméstico da soja dos outros países produtores possui relação com o referencial da bolsa de Chicago (CME).<sup>6</sup> Desta for-

<sup>5</sup> A *Chicago Board of Trade* (CBOT) realiza o maior volume de operações com soja no mundo, movimentando algo em torno de 14 vezes a produção mundial de soja. Os contratos são negociados com referência à soja número dois amarela, com ponto de entrega em Chicago-USA, unidade de negociação de 5.000 *bushels* e cotação em centavos de dólar por libra peso (Marques apud Souza; Oliveira; Pinto, 2010).

<sup>6</sup> O CME Group é uma das principais empresas atuantes no mercado de derivativos do mundo. É referência para gestores de ativos, bancos, firmas comerciais, empresas que negociam carteiras próprias, atuando a fim de mitigar riscos do mercado. Além disso, o CME Group controla a *Chicago Mercantile Exchange* (CME), *New York Mercantile Exchange* (NYMEX), *Chicago Board of Trade* (CBOT) e *Commodities Exchange* (COMEX).

ma, compreende-se que a formação do preço da soja no mercado interno é realizada de fora para dentro. Em outras palavras, o preço do grão na região produtora depende, em grande parte, da cotação internacional, a qual, por sua vez, depende da cotação da soja e seus derivados na bolsa de Chicago (Machado, 2010).

Além de receber influência do mercado externo, o preço de uma *commodity* também pode levar em consideração outros fatores que podem alterar a produção, como fatores climáticos, alterações na taxa de câmbio, políticas de subsídios e sazonalidade do produto. Dada a natureza cíclica dos produtos agrícolas, os preços praticados tendem a apresentar mais volatilidade ao longo dos períodos analisados do que *commodities* não agrícolas (Martins, Martinelli, 2010).

Com base em tal contexto, este estudo justifica-se e torna-se relevante pelo fato de que, na safra de 2012/2013, Brasil, Estados Unidos e Argentina foram responsáveis por 80,36% da produção mundial de soja em grãos, e os Estados Unidos e o Brasil foram os detentores de 30,7% e 30,6%, respectivamente, e a Argentina de 19,1% da produção total mundial (Companhia..., 2013).

A formação dos preços oferecidos pelos produtos oriundos da soja, em geral, tem grande dependência de condições de comércio internacional ligadas à oferta e à demanda desses produtos (Hirakuri; Lazzarotto, 2011). Nesse caso, os países que, ao longo do período 2003 a 2012, mais ofertaram soja em grãos, foram os Estados Unidos, o Brasil e a Argentina, e os preços praticados internamente nesses países sofrem influências também dos outros principais produtores (United, 2013).

Ademais, os preços das *commodities* agrícolas são altamente influenciados pelo mercado internacional. Embora os resultados obtidos recentemente sejam positivos, os preços das principais *commodities* negociadas mundialmente demonstram instabilidade ao longo dos anos (Bini, 2013).

A partir disso, o presente artigo tem como objetivo analisar a precedência de causalidade e a dinâmica da correlação de preços internacionais da soja em grãos levando em consideração os principais produtores mundiais: Brasil, Argentina e Estados Unidos, entre 2003 e 2012.

Os trabalhos já desenvolvidos que tratam de causalidade de *commodities*, mais especificamente do mercado da soja (Christofoletti, Silva e Martines Filho, 2011; Bendinelli et al., 2011; Castro et al., 2012; Copetti; Vieira; Coronel, 2013), geralmente utilizam o teste de Causalidade de Granger (1969). Já o modelo empregado neste trabalho foi proposto por Toda e Yamamoto (1995) e visa a estabelecer uma relação de precedência da causalidade existente entre variáveis, com base em uma abordagem alternativa.

A partir dos trabalhos analisados, pode se observar que, na maioria dos casos, com a causalidade de Granger (1969), os preços praticados no Brasil recebem influência dos preços de outros países, principalmente dos Estados Unidos. Com a utilização do método de Johansen (Silva, 2013), encontraram-se resultados um pouco diferentes dos demais, sendo obtido como resultado que não há relação de curto prazo entre os preços da soja dos mercados dos Estados Unidos e do Brasil.

O trabalho está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção são explanados os aspectos metodológicos do trabalho. Na terceira são discutidos os principais resultados obtidos com a pesquisa e, por fim, as considerações finais do trabalho e as referências bibliográficas pesquisadas.

## Metodologia

### *Modelo Analítico*

Estudos que envolvem o conceito de causalidade têm se mostrado de extrema relevância para o entendimento de relações entre fatores de uma economia e, portanto, estão presentes em uma extensa bibliografia. Por isso, existem diferentes definições de causalidade (Murakami, 2011).

A definição geral de causalidade foi estabelecida por Granger (1969), o qual afirma que, para cada  $\Omega_t, \Omega_t$  representando toda a informação disponível de determinada variável de uma economia até o período t,  $Y_t, Y_t$  causa  $X_{t+1}, X_{t+1}$  se, para algum A:

$$\Pr(X_{t+1} \in A | \Omega_t) \neq \Pr(X_{t+1} \in A | \Omega_t - Y_t) \tag{1}$$

Nesse sentido, há causalidade de  $Y_t, Y_t$  sobre  $X_{t+1}, X_{t+1}$  se a probabilidade é alternada quando são consideradas todas as informações disponíveis ou todo o conjunto, sendo retirada a informação  $Y_t, Y_t$ .

A causalidade de Granger é baseada na noção de precedência: se uma variável Y causa uma variável X, a variável Y deve preceder a variável X. Nesse caso, a variável X deve ajudar a prever o valor desta variável Y. A previsão dos valores de X tornam-se mais confiáveis estatisticamente ao incluir valores passados da variável Y (Wooldridge, 2006).

Formalmente o teste baseia-se nas seguintes equações:

$$P_{it} = \sum \alpha_i P_{it-k}^* + \sum \beta_j P_{it-j} + \mu_{1t} \tag{2}$$

$$P_{it}^* = \sum \lambda_i P_{it-k}^* + \sum \delta_j P_{it-j} + \mu_{2t} \tag{3}$$

em que  $P_{it}, P_{it}$  e  $P_{it}^*, P_{it}^*$  preços domésticos e internacional do produto i no tempo t;  $P_{it-j}, P_{it-j}$  preço domésticos defasados em j períodos; e  $P_{it-k}^*, P_{it-k}^*$  preços internacionais defasados em k períodos. E ainda, supõe-se que  $\mu_{1t}, \mu_{1t}$  e  $\mu_{2t}, \mu_{2t}$  não sejam correlacionados e que o teste de causalidade seja realizado em séries estacionárias.

Assim, segundo Stock e Watson (2004), os possíveis resultados são:

1. causalidade unidirecional de  $P_{it}^*, P_{it}^*$  para  $P_{it}, P_{it}$ : será indicada se os coeficientes estimados das defasagens de P foram estatisticamente diferentes de zero como grupo e o conjunto de coeficientes estimados não for estatisticamente diferente de zero;

2. causalidade unidirecional de  $P_{it}$   $P_{it}$  para  $P_{it}^*$   $P_{it}^*$ : se o conjunto de coeficientes defasados não é estatisticamente diferente de zero e o conjunto dos coeficientes é estatisticamente diferente de zero;
3. causalidade bilateral: será sugerido quando os conjuntos dos coeficientes forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões;
4. independência: ocorrerá quando os conjuntos de coeficientes não forem estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

O teste de causalidade de Granger baseia-se em valores correntes e passados das variáveis. De acordo com Engle e Granger (1987), para a realização desse teste todas as variáveis devem ser estacionárias, ou os coeficientes de interesse multiplicam variáveis estacionárias.

A estatística Wald individual tem uma distribuição assintótica se  $\sum \varepsilon$   $\sum \varepsilon$  é não singular. Se as variáveis de processo VAR são estacionárias, os estimadores OLS e a estatística Wald são válidos. Se, no entanto, as variáveis contêm raízes unitárias, então a estatística de Wald com base em estimativa de MQO no modelo VAR em nível tem distribuições assintóticas não padrão que podem envolver parâmetros não significativos. O teste de causalidade de Granger, portanto, não é válido para as variáveis não estacionárias (Emir-mahmutoglu; Kose, 2011).

Para evitar esse problema, Toda e Yamamoto (1995) propuseram uma abordagem alternativa simples para restrições de coeficiente de testes de um modelo VAR em nível. Em outras palavras, esse teste realiza um procedimento interessante que requer a estimação de um VAR aumentado, o que garante a distribuição assintótica da estatística de Wald ( $x^2$   $x^2$  distribuição assintótica), uma vez que o procedimento de teste é robusto para as propriedades de integração e cointegração do processo (Alimi; Ofonyelu, 2013).

Assim, o teste de causalidade proposto por Toda e Yamamoto (1995) pode ser aplicado a uma série não estacionária. Esta metodologia permite determinar a direção da causalidade entre os mercados analisados. Toda e Yamamoto (1995) afirmam que, se a ordem máxima da integração da série (d-max) é adicionada ao modelo de Granger (1969), ele pode ser aplicado para o nível de série não estacionária e fornecer estimativas válidas. O modelo para testar a causalidade consiste nas seguintes formulações:

$$X_t = c_1 + \sum_{j=1}^{k+d} \alpha_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \tag{4}$$

$$Y_t = c_2 + \sum_{j=1}^{k+d} \alpha_{2j} Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \tag{5}$$

em que C1 e C2 são as constantes, k é a melhor ordem do vetor autorregressivo (VAR) do modelo, Y e X são uma série de não estacionária,  $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{2t}$  são ruído branco. Desse modo, Y causa X se  $\beta_{1j}, \beta_{1j}$  não forem conjuntamente iguais a zero. Da mesma forma, X causa Y se  $\beta_{2j}, \beta_{2j}$  não foram conjuntamente iguais a zero. Os testes sobre os coeficientes são obtidos por um teste de Wald padrão (Sulku, 2011).

Segundo Fochezatto, Koshiyama e Alencastro (2010), para a aplicação do teste de Toda e Yamamoto é necessária a realização de três etapas fundamentais. Primeiramente, deve-se definir o número ótimo de defasagens (z) e a ordem máxima de integração do sistema (e). Posteriormente a isso, é estimado um VAR em níveis com um total de (z + e) defasagens, conforme mostram as equações a seguir:

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{z+e} \beta_{1j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^{z+e} \gamma_{1j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \tag{6}$$

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^{z+e} \beta_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{z+e} \gamma_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \tag{7}$$

O terceiro passo é a aplicação de um teste de restrição de Wald nos z primeiros coeficientes para testar a hipótese de não causalidade. O resultado mostrará se há causalidade unidirecional de X para Y se a hipótese  $H_0 : \gamma_{1i} = 0$  for rejeitada e a hipótese  $H_0 : \beta_{2i} = 0$  não for rejeitada, da mesma forma que haverá causalidade unidirecional de Y para X se a hipótese  $H_0 : \beta_{2i} = 0$  for rejeitada e a hipótese  $H_0 : \gamma_{1i} = 0$  não for rejeitada.



## Procedimentos Econométricos

Para testar a presença ou não de raiz unitária na série e ordem de integração, foi utilizado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado – ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), que tem como base a seguinte expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $\beta$  é o intercepto;  $\delta T$  é a tendência;  $\Delta$  é o operador diferença.

Com o teste de raiz unitária, foram testadas as seguintes hipóteses:

H0: tem raiz unitária; nesse caso, a série é não estacionária;

H1: não tem raiz unitária. Se não for confirmada a presença de raiz unitária, conclui-se que a série é estacionária.

Por meio do teste de Dickey-Fuller Aumentado, é possível identificar também a ordem máxima de integração do sistema,  $e_{\max} = 1$ , com base nas propriedades univariadas das séries temporais (Fochezatto; Koshiyama; Alencastro, 2009). Após ter sido realizado o teste de raiz unitária, foram seguidos os passos para o cálculo do procedimento de Toda e Yamamoto citados anteriormente.

### Dados

Os dados foram obtidos por meio do Instituto de Pesquisas em Economia Aplicada – IPEA, e *Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación (SAGPYA)*.

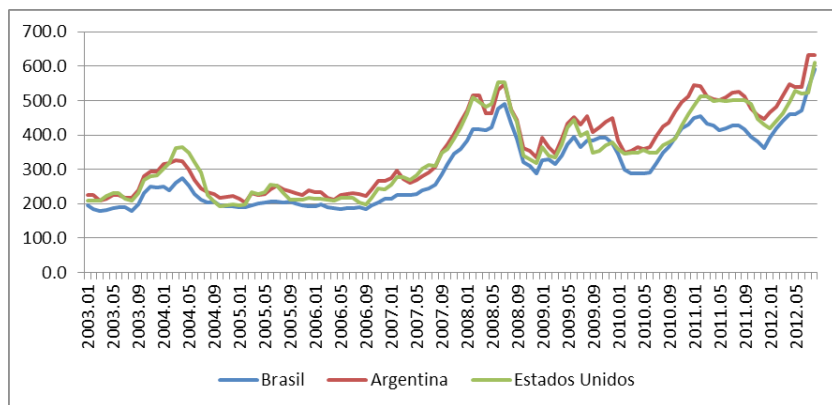
O período analisado foi de janeiro de 2003 até agosto de 2012. Esse período foi escolhido pelo fato de que, segundo Aldrighi e Cardoso (2009), a Argentina enfrentou uma crise cambial. Nesse caso, se fossem analisados períodos anteriores, os resultados poderiam ter distorções resultantes da crise cambial citada. Foram coletados, ainda, os dados até a data em que estavam disponíveis.

Com o fim de padronizar as variáveis, foram utilizadas as taxas de câmbio históricas do Banco Central do Brasil de Real/Dólar (R\$/U\$) para a série de preços do Brasil, e Pesos Argentinos/Dólar (peso/U\$) para os preços da Argentina. Por fim, a série de preços da soja em grão dos três países foi analisada em dólar.

## Resultados

Buscando embasar a discussão sobre a relação entre os preços da soja em grão, inicialmente, na Figura 1, é apresentado o comportamento da *commodity*, em dólar, do Brasil, dos Estados Unidos e da Argentina ao longo do período de análise, 2003 a 2012.

Figura 1 – Evolução dos preços mensais da soja em grãos do Brasil, Estados Unidos e Argentina, no período de 2003 a 2012



Fonte: Elaborada pelos autores com base na SAGPyA (2014) e Ipea(2014).

Pode ser observado que os preços evoluíram de forma similar ao longo do período, com pequenos descolamentos, caso do Brasil, após 2010. Estatisticamente, as séries apresentaram tendência estocástica, que, segundo Greene (2002), terá a característica de retornar para sua média com o passar do tempo. Nesse caso, a série tenderá a apresentar um comportamento

não estacionário. Procurando evidenciar tal aspecto, na Tabela 1 podem-se analisar os testes de raiz unitária das variáveis, tanto em nível quanto em primeira diferença.

Tabela 1 – Resultados do teste de ADF para as séries mensais de preços da soja em grãos no Brasil, nos Estados Unidos e na Argentina, entre janeiro de 2003 a agosto de 2012

Variável	Nível		Primeira Diferença	
	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*
Brasil	-2.841526	0.1858	-8.054383	0.0000*
Estados Unidos	-2.705343	0.2366	-5.686310	0.0000*
Argentina	-2.607991	0.2777	-6.948118	0.0000*

Fonte: Dados da pesquisa. Elaborada pelos autores.

\*Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado confirma essa tendência estocástica. Com um nível de significância de 5%, não foram rejeitadas as hipóteses nulas de estacionariedade de nenhuma das séries. As séries de preços da soja em grão do Brasil, Estados Unidos e Argentina, portanto, são não estacionárias em nível. Com o mesmo nível de significância, porém, as séries de preços são estacionárias em primeira diferença. Ressalta-se que os testes foram realizados com constante e tendência.

Para a aplicação do teste de Toda e Yamamoto (1995), seguindo as recomendações de Fochezatto, Koshiyama e Alencastro (2010), primeiramente é necessário definir o número ótimo de defasagens ( $z$ ) e a ordem máxima de integração do sistema ( $e$ ).

Na Tabela 1 pode ser observado que o nível máximo de integração das séries é igual a 1. Nesse caso, a variável  $e$  necessária para a aplicação do teste é  $e=1$ . Já o  $z$ , que significa o número ótimo de defasagens, é 2, como exposto na Tabela 2, então  $z=2$ .

Tabela 2 – Resultados para o Critério de Seleção do Número de defasagens

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1605.726	NA	1.74e+09	29.79122	29.86572	29.82143
1	-1352.536	487.6251	18918498	25.26918	25.56719	25.39001
2	-1328.226	45.46733	14254597	24.98568	25.50720*	25.19713*
3	-1317.682	19.13644*	13867200*	24.95707*	25.70211	25.25916
4	-1309.434	14.51068	14088683	24.97099	25.93954	25.36371
5	-1305.856	6.096057	15624627	25.07140	26.26346	25.55474
6	-1299.774	10.02370	16566717	25.12544	26.54101	25.69940
7	-1289.962	15.62696	16421579	25.11040	26.74948	25.77499
8	-1281.577	12.88736	16748202	25.12180	26.98439	25.87701

Fonte: Dados de pesquisa elaborados pelos autores.

Os critérios de informação indicaram defasagens distintas. Os três primeiros (LR, FPE e AIC) apontaram três defasagens, enquanto os últimos dois (SC e HQ) sugeriram apenas duas. Dada essa divergência, optou-se por um modelo mais parcimonioso, com um *lag*. Além disso, no caso do critério AIC, tem-se o problema de o critério superestimar assintoticamente a ordem do VAR.

Após serem encontrados os parâmetros necessários, foi estimado o seguinte conjunto de equações (9, 10 e 11), conforme proposição do teste:

$$Y_A = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{A,t-1} + \alpha_3 Y_{A,t-2} + \alpha_4 Y_{A,t-3} + \alpha_5 Y_{B,t-1} + \alpha_6 Y_{B,t-2} + \alpha_7 Y_{B,t-3} + \alpha_8 Y_{E,t-1} + \alpha_9 Y_{E,t-2} + \alpha_0 Y_{E,t-3} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$Y_B = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{A,t-1} + \alpha_3 Y_{A,t-2} + \alpha_4 Y_{A,t-3} + \alpha_5 Y_{B,t-1} + \alpha_6 Y_{B,t-2} + \alpha_7 Y_{B,t-3} + \alpha_8 Y_{E,t-1} + \alpha_9 Y_{E,t-2} + \alpha_0 Y_{E,t-3} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Y_E = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{A,t-1} + \alpha_3 Y_{A,t-2} + \alpha_4 Y_{A,t-3} + \alpha_5 Y_{B,t-1} + \alpha_6 Y_{B,t-2} + \alpha_7 Y_{B,t-3} + \alpha_8 Y_{E,t-1} + \alpha_9 Y_{E,t-2} + \alpha_0 Y_{E,t-3} + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que  $Y_A$  representa os preços da soja em grão praticados pela Argentina;  $Y_B$  os preços da soja em grão do Brasil;  $Y_E$  os preços da soja em grão no mercado dos Estados Unidos; em cada uma das equações são usados os preços defasados do próprio país, como também dos dois outros, sendo o cumprimento da defasagem definida conforme teste de seleção de *lags*;  $\alpha$  indica os parâmetros estimados, e  $\mathcal{E}$  os termos de erro das respectivas equações.

Essas equações são Vetores Autorregressivos (1,3) estimados por meio das séries de preços da soja em grãos do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos. Após o VAR ser estimado, foi aplicado o Teste de Wald para testar as hipóteses nulas de precedência de causalidade de Toda e Yamamoto (1995). Os resultados dos testes de restrições de Wald são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultado do teste de Toda e Yamamoto (1995) de precedência de causalidade entre as séries do preço da soja em grãos do Brasil, Estados Unidos e Argentina, no período de 2003 a 2012

Séries relacionadas	Hipótese nula	Teste Estatístico	Valor	Valor crítico (10%)
Brasil>Argentina	$H_0 : \alpha_5 = 0$	F-statistic	2.982323	0.0872*
Estados Unidos>Argentina		F-statistic	0.345511	0.5580
Argentina>Brasil	$H_0 : \alpha_2 = 0$	F-statistic	3.092917	0.0816*
Estados Unidos> Brasil		F-statistic	3.197981	0.0767*
Argentina>Estados Unidos	$H_0 : \alpha_8 = 0$	F-statistic	2.859707	0.0938*
Brasil> Estados Unidos		F-statistic	1.003471	0.3188

Fonte: Dados da pesquisa. Elaborada pelos autores.

\*, \*\*, \*\*\*Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Para a Argentina, os resultados indicam que há relação de precedência significativa do Brasil a um nível de significância de 10%. Em outras palavras, o preço da soja no Brasil causa o preço da soja na Argentina. As alterações na série de preços da soja Argentina, porém, não sofrem influência da série de preços da soja dos Estados Unidos.

Já a série de preços da soja do Brasil sofre influência dos preços tanto dos Estados Unidos quanto da Argentina, enquanto oscilações nos preços da *commodity* nos Estados Unidos e na Argentina precedem as oscilações nas séries dos Brasil.

Essa precedência de causalidade bidirecional da Argentina para o Brasil pode ser explicada pela proximidade dos países. Além disso, eles integram o bloco econômico do Mercosul, podendo esse auxiliar na compreensão do comportamento dos preços da soja brasileira e argentina influenciando-se uma a outra.

Em consonância com os trabalhos que utilizam a metodologia do teste de Causalidade de Granger (1969) (Christofoletti; Silva; Martines-Filho, 2011; Bendinelli et al., 2011; Castro et al., 2012; Copetti; Vieira; Coronel, 2013), o preço do Brasil sofre influência significativa dos Estados Unidos. Além disso, foi constatado que os preços da Argentina influenciam, em alguma medida, o comportamento dos preços do produto brasileiro.

Neste sentido, o preço brasileiro é influenciado pelos demais países, portanto, tendo como base a análise realizada, o país apresenta-se como possível tomador de preços no mercado internacional da soja em grão, embora tenha expressiva participação do mercado da *commodity*. Já nos Estados Unidos, além de esse país possuir uma infraestrutura mais segura para produzir e escoar a produção, os produtores contam com seguros eficientes que, se houver quebras na safra, o governo possibilita que as perdas não sejam tão severas (Ministério..., 2013).

Com relação aos preços da soja dos Estados Unidos, apenas a série de preços da Argentina apresentou significância estatística no teste de precedência de Toda e Yamamoto (1995). Logo, tem-se que os preços da soja em grão dos Estados Unidos são influenciados por mudanças no comportamento dos preços da Argentina.

Esse resultado deve ser destacado, posto que mostra que os preços da soja em grãos da Argentina, em alguma medida, precederam os preços da *commodity* norte-americana. Resultado que se mostra contrário ao que foi encontrado por Bendinelli et al. (2011), que indicam que os preços praticados pelos Estados Unidos não sofrem influência dos preços da soja brasileira e argentina. Além disso, conforme pode ser observado na Figura 1, os preços da soja em grão dos Estados Unidos e da Argentina apresentam uma aparente correlação mais visível do que os preços dos Estados Unidos ou da Argentina com relação ao preço brasileiro.

## Conclusões

O comportamento dos preços da soja em grão nos países analisados – Argentina, Brasil e Estados Unidos –, apresentou evidente similaridade ao longo do período estudado. Isso se deve ao fato de os três países serem os principais produtores e também exportadores, com participação no mercado internacional superior a 85%. Essa evidência sustenta e corrobora a discussão do presente estudo de verificar a relação de causalidade dos preços da *commodity*.

Para isso, utilizou-se a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995) como uma alternativa ao teste de Granger usualmente empregado. O uso de tal método procurou corroborar as evidências encontradas na literatura a partir da metodologia convencional sobre a formação dos preços da soja em grãos.

Os resultados possibilitam concluir que há precedência bidirecional entre Brasil e Argentina, o que pode ser explicado pela proximidade dos dois países. Existe também causalidade bidirecional da Argentina para os Estados Unidos e também dos Estados Unidos para o Brasil. Logo, o preço da soja brasileira em grãos recebe influência tanto da Argentina quanto dos Estados Unidos. Isso significa que variações nos preços nesses países serão, em alguma medida, repassadas ao preço da soja no Brasil.

Nesse cenário também é possível constatar que, no caso da precedência de causalidade bidirecional encontrada nos preços do Brasil e Argentina, pode ter influência o Mercosul, bloco econômico do qual ambos os países fazem parte.

Em síntese, os resultados, em grande medida, corroboram as evidências encontradas na literatura, o que contribui e dá mais embasamento ao entendimento da formação do preço da soja em grão, *commodity* que está entre as principais na pauta exportadora brasileira. Logo, entender como mudanças nesse mercado altamente segmentado ocorrem, pode ser de grande valia à definição de estratégias e políticas setoriais.

Para trabalhos futuros, sugere-se a realização de um comparativo entre o método de Toda e Yamamoto (1995) e o teste de Causalidade de Granger (1969). Além disso, seria interessante a inclusão da série de preços da China na análise, pois é um dos países que apresenta competitividade tanto na produção quanto na importação da soja em grãos e tem ampliado sua participação no cenário internacional. Ademais, quantificar as relações seria outra linha a ser estudada.

## Referências

ALDRIGHI, D. M.; CARDOSO, A. D. Crises cambiais e financeiras: uma comparação entre América Latina e Leste Asiático. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 1 (35), p. 61-117, abr. 2009.



ALIMI, S. R.; OFONYELU, C. C. Toda-Yamamoto Causality Test between money market interest rate and expected inflation: the fisher hypothesis revisited. *European Scientific Journal*, march 2013, edition vol. 9, n. 7.

ALVES, L. R. A. et al. *Risco de base e causalidade no mercado de milho em grão no Brasil*. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES, 2011, São Paulo. *Anais eletrônicos...* São Paulo: BM&F-Bovespa. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/educacional/iniciativas/CGRCC/artigos.aspx?Idioma=pt-br>>. Acesso em: 12 maio 2014.

BENDINELLI, W. E. et al. Análise da dinâmica de preços entre os mercados futuros de soja do Brasil, China e Estados Unidos. São Paulo, 2011. *Anais eletrônicos...* São Paulo: BM&F-Bovespa, 2011. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/educacional/iniciativas/CGRCC/artigos.aspx?Idioma=pt-br>>. Acesso em: 12 maio 2014.

BINI, D. A. Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. In: XVI ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL – ANPEC, 16., 2013, Paraná. *Anais Eletrônicos...* Paraná: Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da UFPR, 2013. Disponível em: <[http://www.anpec.org.br/sul/2013/submissao/files\\_I/i4-1426be0c0f68f35be990cdd42d5304ca.pdf](http://www.anpec.org.br/sul/2013/submissao/files_I/i4-1426be0c0f68f35be990cdd42d5304ca.pdf)>. Acesso em: 20 abr. 2014.

CASTRO, L. S. et al. Transmissão de preços e análise da volatilidade no mercado internacional da soja em grão: uma abordagem utilizando a econometria de séries temporais. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE COMMODITIES. BM&F BOVESPA, 2., 2012. São Paulo. *Anais eletrônicos...* São Paulo: BM&F-Bovespa, 2012. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/educacional/iniciativas/CGRCC/artigos.aspx?Idioma=pt-br>>. Acesso em: 13 maio 2014.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. CONAB. Conjuntura da soja. Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento. 2013. Disponível em: <[http://www.agricultura.gov.br/arq\\_editor/file/camaras\\_setoriais/Soja/20RO/Apresentacao\\_Conjuntura\\_soja.pdf](http://www.agricultura.gov.br/arq_editor/file/camaras_setoriais/Soja/20RO/Apresentacao_Conjuntura_soja.pdf)>. Acesso em: 21 abr. 2014.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013.

CHRISTOFOLETTI, M. A. M.; SILVA, R. M.; MARTINES-FILHO, J. G. Cointegração e causalidade no mercado de soja: análises para Brasil, China e EUA. In: CONFERÊNCIA EM GESTÃO DE RISCO E COMERCIALIZAÇÃO DE

COMMODITIES. 2011, São Paulo. *Anais eletrônicos...* São Paulo: BM&F-Bovespa, 2011. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/educacional/iniciativas/CGRCC/artigos.aspx?Idioma=pt-br>>. Acesso em: 12 maio 2014.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1.057-1.072, 1981.

EMIRMAHMUTOGLU, F.; KOSE, N. *Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels*. Department of Econometrics, Gazi University, Incitasi Sokakı n: 4, 06500 Besevler, Ankara, Turkey. *Economic Modelling* 28 870-876, 2011.

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

FOCHEZATTO, A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. Testando relações de causalidade entre comércio externo e crescimento econômico em países da América Latina: evidências de dados em painel e séries temporais. *Revista Economia*, Brasília, DF, v. 11, n. 3, p. 597-629, set./dez. 2010.

\_\_\_\_\_. O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? Uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. *Revista Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, vol. 13, n. 3, sept./dec. 2009.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. FAO. *Statistical databases*. 2010. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 14 maio 2014.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, vol. 37, n. 3, 1969.

GREENE, Q. W. H. *Econometric analysis*, New York University, Fifth edition, July 10, 2002.

HIRAKURI, M. H.; LAZZAROTTO, Joelsio José. *Evolução e perspectiva de desempenho econômico associados com a produção de soja nos contextos mundial e brasileiro* [recurso eletrônico]. 3. ed. Londrina: Embrapa Soja, 2011. (Documentos/Embrapa Soja, ISSN 2176-2937; n. 319).

MACHADO, L. O. *Conjuntura Econômica Goiana*, Goiânia: Secretaria do Planejamento e Desenvolvimento do Estado de Goiás, n. 15, Trimestral, 2010.

MARTINS, T. M.; MARTINELLI, D. P. Ciclos e previsão cíclica dos preços das commodities: um modelo de indicador antecedente para a commodity açúcar. *Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace*, Ribeirão Preto, dez. 2010.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PLANEJAMENTO E ABASTECIMENTO. Mapa. *Estatísticas da soja*. 2013. Disponível em <<http://www.agricultura.gov.br/vegetal/estatisticas>>. Acesso em: abr 2014.

MURAKAMI, P. N. *Causalidade de Granger em medidas de risco*. 2011. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Matemática e Estatística de São Paulo, São Paulo, fev. 2011. Disponível em: <[file:///D:/Downloads/tese\\_final%20\(3\).pdf](file:///D:/Downloads/tese_final%20(3).pdf)>. Acesso em: 1º jun. 2014.

SILVA, R. M. *Relações no mercado internacional de soja em grãos: preços, volatilidades e fluxo de informações*. 2013. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2013.

SOUZA, G. R.; OLIVEIRA S. C.; PINTO, L. B. A influência de prêmio, câmbio e preços no mercado externo sobre o preço da soja no Brasil. In: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 48., 2010. Mato Grosso do Sul. *Anais eletrônicos...* Mato Grosso do Sul, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/1084.pdf>>. Acesso em: 15 maio 2014.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Econometria*. Pearson Education do Brasil. São Paulo: 2004.

SULKU, S. N. Causality Relation between Real Exchange Series and Emerging Stock Markets: Panel Common Factor Analysis. *Journal of Applied Economics and Business Research*, JAEBR, 1(3): 130-148, 2011.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in Vector Autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250, 1995.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Usda. 2011. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>>. Acesso em: 20 abr. 2014.

\_\_\_\_\_. 2013. Disponível em: <<http://www.usdabrazil.org.br/home/reports.asp>>. Acesso em: 23 abr. 2014.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução a econometria: uma abordagem moderna*. Thomson, São Paulo, 2006.

Recebido em: 8/12/2014

Accito em: 29/7/2015