



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

# ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE OS MERCADOS REGIONAIS DE SOJA NO BRASIL E OS EFEITOS DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE OS PREÇOS FÍSICOS DA COMMODITY SOJA NAS COTAÇÕES DE SORRISO-MT

## Analysis of Co-Integration and Causality Among Regional Markets for Soy in Brazil and the Effects of Exchange Rate About the Physical Commodity Soybean Price Quotes in Sorriso-MT

### RESUMO

O presente artigo tem por objetivo analisar o grau de co-integração dos principais mercados para a soja no Brasil sob a ótica dos níveis de preços e dos efeitos da oscilação da taxa de câmbio sobre os preços da soja, tendo como base a cidade de Sorriso-MT. Utilizou-se de análises econométricas através de um estudo das relações de longo prazo entre as cotações e a presença dos efeitos de causalidade entre estes mercados, assim como a função impulso e resposta e de decomposição da variância, com base no modelo VAR. Os resultados destacam que, apesar das diferenças quanto aos preços, existe uma co-integração de longo prazo entre as cotações no interior do país, o que precede temporalmente às cotações de preços nas outras regiões observadas, inclusive sobre os preços praticados em Mato Grosso. Não foi identificada uma influência estatística significativa da taxa de câmbio sobre os preços físicos da soja. Pelo contrário, houve uma relação pouco relevante quanto à transmissão de alguns impulsos sistêmicos que ajudam a explicar o comportamento dos preços no curto prazo, sem efeitos duradouros sobre estes.

Argemiro Luís Brum  
Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul (UNIJUI) – Campus Ijuí  
argelbrum@unijui.edu.br

Wylmor Tives Dalfovo  
Universidade do Estado do Mato Grosso (UNEMAT) – Campus Sinop  
wylmor.dalfovo@hotmail.com

Gilberto Sisto Fernandez  
Universidade do Estado do Mato Grosso (UNEMAT) – Campus Sinop  
gilbsis@gmail.com

Udilmir Carlos Zobot  
Universidade do Estado do Mato Grosso (UNEMAT) – Campus Sinop  
zobot@yahoo.com.br

Recebido em 13/05/2013. Aprovado em 03/07/2015.  
Avaliado pelo sistema *double blind review*  
Avaliador científico: Cristina Lelis Leal Calegario

### ABSTRACT

The present article has the objective of analyzing the degree of co-integration of the main markets for soybean in Brazil from the perspective of price levels and the effects of exchange rate fluctuations on soybean prices, based on the city of Sorriso, MT, Brazil. We used econometric analysis by means of a study on long-term relations between quotations and the presence of causality effects between these markets, as well as impulse and response, and variance decomposition functions, based on the VAR model. The results highlight that, despite the differences in prices, there is a long-term co-integration between quotations within the country, which temporally precedes the price quotations observed in other regions, including on prices in Mato Grosso. We could not identify a statistically significant influence of the exchange rate over the physical prices of soybean. On the contrary, there was little significant relation regarding the transfer of a few systemic impulses that aid in explaining price behavior in the short term, with no lasting effects.

**Palavras-chaves:** Co-integração e causalidade, mercados regionais, commodity soja, taxa de câmbio, preços físicos.

**Keywords:** Co-integration and causality, regional markets, soybean commodity, exchange rate, physical prices.

## 1 INTRODUÇÃO

O crescimento do agronegócio brasileiro nas últimas décadas afirma a capacidade do país em se tornar um importante exportador de produtos agrícolas. O setor é atualmente um dos mais importantes propulsores da balança

comercial brasileira e a soja destaca-se como uma das principais responsáveis por esse quadro de crescimento, principalmente a partir do final da década de 1990.

De acordo com Missão (2006) as lavouras com a oleaginosa, que contaram com novas cultivares, desbravaram novas áreas agrícolas pelo Brasil, levaram progresso

a pequenos municípios, tornaram-se o motor da economia de várias regiões e têm sido um dos maiores responsáveis pela expansão da receita cambial do País.

A expansão das áreas agricultáveis no interior do país nos últimos anos, alcançando a região Centro-Oeste, e mais recentemente as regiões Norte e Nordeste, foi um dos fatores determinantes para o crescimento do cultivo da soja. Isso permitiu o surgimento, em distintas regiões, de importantes polos de produção e de comercialização desta *commodity*.

Outro ponto a se destacar está diretamente relacionado aos efeitos das políticas macroeconômicas, que de um modo geral não incidem diretamente no preço de commodities agrícolas, mas acabam por influenciar o setor como um todo. As variáveis macroeconômicas, incluindo nestas a taxa de câmbio, advêm de políticas fiscais, monetárias, sociais, de comércio exterior, que raramente levam em consideração os efeitos sobre a atividade agropecuária especificamente.

Sobre a relação entre a taxa de câmbio e os preços, Oliveira (2002) afirmou que essa influência depende dos setores da economia. Dornbunsh e Fisher (1991) ressaltou que há setores onde a mudança na taxa cambial provoca alteração nos preços relativos enquanto outros em que esse efeito pode ser negligenciado. Para Souza et al. (2007) a taxa de câmbio é uma variável-chave para a agricultura de exportação, tendo considerável efeito sobre a competitividade dos produtos brasileiros no exterior.

Segundo Gonçalves (2005) o acompanhamento dos preços dos produtos agrícolas em uma economia de mercado aberto, com câmbio flutuante, pressupõe uma ação, por parte dos agentes econômicos, em realizar a conversão dos preços internacionais para os preços em moeda nacional. De acordo com o autor, este comportamento é, geralmente, lastreado em moeda norte-americana, considerando que o dólar permite identificar os movimentos desses mercados e destaca as tendências da formação do preço no mercado internacional.

Desta forma, o objetivo geral do trabalho está dividido em duas frentes. Em primeiro lugar, identificar a presença de co-integração entre os preços nas diferentes regiões produtoras no interior do país, tomando por base as cidades de Sorriso (MT), Rondonópolis (MT), Maringá (PR), Passo Fundo (RS), Mogiana (SP) e Uberlândia (MG). Parte-se do pressuposto de que os preços no Brasil sejam uma função direta dos preços internacionais, de acordo com uma dinâmica de transmissão que ressalve as características específicas desta. Procura-se, portanto, analisar o grau de relação entre as regiões produtoras de soja no

país quanto ao preço físico e identificar a existência de um sentido de causalidade entre os seus preços.

Em segundo lugar, identificar a influência da taxa de câmbio sobre os preços da commodity soja no interior do país, tomando como base representativa as cotações de Sorriso-MT. Procura-se verificar se choques provocados na taxa de câmbio representam oscilações nos preços físicos deste produto. Embora a análise inclua outras variáveis, a partir do pressuposto de que os preços físicos da soja não são exclusivamente uma função do câmbio, o objetivo neste estudo restringe-se a esta relação entre política cambial e preços físicos da soja no Brasil.

## 2 A INSERÇÃO DO BRASIL NO MERCADO INTERNACIONAL DA SOJA

Nos últimos anos, o Brasil vem conquistando cada vez mais espaço no mercado externo de soja em grão, em virtude do aumento da demanda internacional, sobretudo dos países asiáticos, e da redução dos níveis de excedentes exportáveis nos Estados Unidos.

No início da década de 1990, o Brasil detinha uma parcela relativa do mercado externo da ordem de 15%. Em 1998, esta parcela já era de 22,7% do total das exportações mundiais da commodity e no ano comercial de 2007/08 o país participava do comércio internacional de soja com 39,3% das exportações.

De acordo com Brasil (2007) a estratégia competitiva brasileira na exportação de soja está associada aos custos produtivos. Segundo Oranje (2003 apud CAMPOS; PIACENTI, 2007, p. 306), “[...] o melhor desempenho competitivo pode ser resultado da competitividade de preços, explicada, primeiramente, pela opção dos importadores por escolherem diferentes exportadores de produtos e serviços”.

O aumento da participação brasileira no mercado internacional está diretamente ligado ao crescimento da demanda. O aumento da produção no Brasil foi superior à de outros países produtores nos últimos anos, em virtude da disponibilidade de áreas, e isso levou a uma participação maior no *market share* internacional.

O mercado consumidor da soja brasileira está distribuído, principalmente, entre Europa e Ásia. Desde 2001, a China tem sido a maior importadora da commodity nacional. Entretanto, embora os principais destinos do produto brasileiro respondam pela maior parte das exportações brasileiras, o número de países importadores é relativamente grande. Segundo Brasil (2007, p. 58) “[...] entre 1990/1991 e 2004/2005, 84 países adquiriram soja no Brasil, havendo uma predominância de países da Europa como compradores da soja brasileira”.

## 2.1 A Política Cambial e a Agricultura

Segundo Bautista et al. (1998) as políticas macroeconômicas exercem influência na taxa de câmbio real, que por sua vez está associada aos efeitos indiretos sobre o agronegócio, a ponto destes serem superiores aos efeitos diretos das políticas específicas do setor.

Em um estudo dos efeitos da política cambial sobre a agricultura, Schuh (1998) identificou efeitos negativos da sobrevalorização do real, tendo em vista que as exportações são taxadas implicitamente enquanto as importações recebem subsídios.

Mamingi (1996 apud OLIVEIRA, 2002) destaca os impactos resultantes da sobrevalorização da moeda nacional e da proteção industrial sobre os preços relativos das commodities agrícolas e dos produtos não agropecuários *non-tradables*.

Segundo Oliveira (2002), as políticas de proteção das indústrias nacionais (via taxa de câmbio subvalorizada) resultam em aumento dos preços dos insumos importados gerando um mecanismo de taxação indireta. Por outro lado, a sobrevalorização da taxa de câmbio reduz artificialmente os preços dos insumos importados, conduzindo, segundo o autor, à utilização ineficiente destes. A questão da ineficiência do uso dos insumos, em função dos preços reduzidos pela sobrevalorização da moeda, não é uma unanimidade.

Em se tratando especificamente da soja, a taxa de câmbio tem relação direta com as exportações. Souza et al. (2007) destaca que o efeito da taxa de câmbio sobre o mercado da soja foi evidente, em especial em 1995 e 2000, mostrando correlação direta entre a taxa de câmbio e a receita das exportações de soja em grão.

De acordo com Margarido, Frederico e Fernandes (2001) espera-se que as variações na taxa de câmbio não sejam integralmente repassadas aos preços domésticos do grão de soja no Brasil. Segundo o autor, isto deve-se ao fato de que a participação brasileira no comércio internacional de soja é relevante. Assim, uma desvalorização cambial tende a aumentar a renda dos exportadores brasileiros em reais, gerando um preço de exportação de equilíbrio em dólares inferior àquele que prevalecia antes da desvalorização.

Sampaio, Sampaio e Costa (2006) ressalta que os impactos da oscilação da taxa de câmbio para o Brasil foram tratados por Lower (2002). Esse autor, considerando o preço internacional da soja e a manutenção da estabilidade da taxa cambial nos níveis da época, fez previsões de manutenção das taxas de substituição entre área de pastagem

por plantação de soja e da ocupação de novas áreas pela cultura no país, refletindo na continuidade do crescimento das exportações brasileiras nos anos seguintes.

## 2.2 O Modelo de Transmissão de Preços

O modelo teórico desenvolvido por Mundlak e Larson (1992), tem como objetivo demonstrar como as variações nos preços externos refletem-se em variações nos preços internos de uma economia. O modelo toma como base a Lei do Preço Único, onde o preço doméstico do produto agrícola é considerado uma função do preço internacional da commodity, evidenciada pelos efeitos das taxas de câmbio nominal e da política fiscal adotada no país.

Deste modo, o modelo pode ser expresso algebricamente pela Equação 1.

$$P_{it} = P_{it}^* E_t \quad (1)$$

onde  $P_{it}$  é o preço doméstico do produto  $i$  no instante  $t$ ;  $P_{it}^*$  o preço internacional do produto  $i$  no momento  $t$  e  $E_t$  a taxa de câmbio nominal no período  $t$ .

De acordo com Mundlak e Larson (1992, p. 400) “this formulation ignores differences in product qualities and in transportation, storage and marketing costs, as well as other domestic nontradable inputs”. Neste sentido, segundo o modelo simples, existe uma padronização nos sistemas produtivos dos diferentes países.

Em relação à taxa de câmbio, o modelo considera que esta não seja subvalorizada, tampouco, sobrevalorizada, a fim de que a diferença entre os níveis de inflação interna e externa seja considerada em  $E$ . Assim, Mundlak e Larson (1992, p. 400) “also, the equation is based on the assumption that the exchange rate is neither under – nor overvalued so that the difference between domestic and foreign inflation rates is fully reflected in  $E$ ”.

Para captar eventuais erros de desvios, devido às variáveis não consideradas no modelo, é acrescido à equação um termo de erro. Como afirmam Mundlak e Larson (1992, p. 400) “to allow for deviations from this assumption and for the effects that are not included in the equation, a disturbance term, denoted by  $U$ , is added to the equation”.

Desse modo a equação é reescrita conforme a Equação 2.

$$p_{it} = p_{it}^* + e_t + u_{it} \quad (2)$$

onde  $u \sim IID(\mu\sigma^2)$ ,  $E(eu)$  e  $E(p^*u)$  é igual a zero, ou seja,  $u_{it}$  não tem correlação com nenhuma das variáveis incluídas no modelo inicial.

Dessa forma, como ressaltam Margarido, Frederico e Fernandes (2001), o modelo mais simples parte da premissa de que os preços domésticos em moeda nacional de determinado produto são função do seu respectivo preço mundial, da taxa de câmbio nominal e do termo de distúrbio.

O modelo estimado, portanto, é tido pela Equação 3.

$$p_{it} = \alpha + \beta p_{it}^* + \gamma e_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde  $\alpha$  é uma constante, ou intercepto, e adota-se a hipótese de que  $\beta$  seja igual a unidade. Desse modo, o coeficiente  $\beta$  representa a elasticidade do preço doméstico em relação ao preço internacional, ou seja, sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o valor de  $\beta$  for igual a 1, o modelo implica que as variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico e, em contrapartida, quando for igual a zero, implica que o preço doméstico não responde às variações do preço internacional.

Para Margarido, Frederico e Fernandes (2001) o caso mais comum é que o valor de  $\beta$  permaneça entre zero e um, refletindo dessa forma a respectiva política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado. O coeficiente  $\gamma$  representa a elasticidade da taxa de câmbio nominal, ou seja, o efeito câmbio. O modelo pressupõe que as variações na taxa de câmbio são totalmente transmitidas aos preços internos no longo prazo e, portanto,  $\gamma$  assume valor igual a um.

### 2.3 Conclusões Parciais

A importante presença do Brasil no mercado internacional da soja é resultado de uma crescente produção nas últimas décadas. A mesma coloca o país, hoje, como o segundo maior produtor mundial e, seguidamente, como o primeiro exportador do grão.

Essa realidade é possível graças a um sistema produtivo que envolve milhares de produtores rurais, muitos deles pequenos e médios proprietários fundiários. Os mesmos têm no preço obtido pela oleaginosa e na compra dos insumos para a produção dois pontos nevrálgicos quanto à obtenção de renda com a atividade. No que diz respeito à formação do preço, tema deste trabalho, por ser a soja um produto balizado pela Bolsa de Cereais de Chicago (EUA), duas variáveis ganham dimensão

decisiva: o comportamento das cotações da oleaginosa nesta Bolsa; e o comportamento do câmbio (R\$/US\$) no Brasil. Teoricamente essas influências são mostradas pelo modelo de transmissão de preços desenvolvido por Mundlak e Larson (1992), visto nesta seção. Portanto, essa primeira parte do trabalho oferece elementos que justificam o estudo da co-integração e causalidade entre o mercado regional e a fixação do preço local da soja, e a taxa de câmbio praticada no Brasil, que se analisará na sequência.

## 3 METODOLOGIA APLICADA

### 3.1 Análise de Séries Temporais

A análise das séries temporais consiste, segundo Spiegel (1993), na descrição matemática dos movimentos componentes em uma série sequencial de um conjunto de observações tomadas em um determinado período de tempo, com intervalos comuns. Dada uma variável  $Y$  observada em um período de tempo  $t$ , a sua série temporal será conforme a Equação 4.

$$Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}, \dots, Y_{nt} \quad (4)$$

De acordo com Bueno (2008) as séries temporais podem ser estacionárias ou não estacionárias, e ainda estocásticas ou determinísticas. A grande maioria das séries econômicas são não estacionárias e aleatórias. Uma série não estacionária com tendência move-se em torno de médias flutuantes. Quando esta for não estacionária de natureza estocástica apresenta a seguinte configuração da Equação 5.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

No modelo de séries temporais o termo de erro  $\varepsilon$  possui as mesmas características do erro do modelo de regressão linear. Segundo Sartoris (2003) o termo de erro não é um componente sistemático, mas aleatório, que pode ser positivo ou negativo.

### 3.2 Estacionaridade

De acordo com Bueno (2008) o conceito de estacionaridade é a principal ideia que se deve ter para estimar uma série temporal. Considera-se estacionária uma série cujas médias e variâncias permaneçam constantes ao longo do tempo e que o valor da covariância dependa unicamente da defasagem entre os dois períodos.



Uma das maneiras para se testar a estacionaridade de uma série temporal de forma direta é aplicar o teste de raiz unitária. Dado um modelo autorregressivo de ordem 1  $AR(1)$  para a variável  $y_t$  como segue na Equação 6,

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde  $\varepsilon_t$  é aleatória com média zero e variância constante  $(0, \sigma^2)$ . Caso, neste modelo, o coeficiente  $\beta$  seja igual a um, então  $y_t$  é um passeio aleatório não estacionário e tem uma raiz unitária. Neste método, o importante é o valor da estatística  $\tau$  (tau), que irá definir o valor da estatística de teste calculado a ser confrontado com o valor crítico ao nível de significância escolhido.

### 3.3 Co-Integração

Sejam  $y_t$  e  $x_t$  variáveis não estacionárias  $I(1)$ , espera-se que qualquer combinação linear entre elas seja também  $I(1)$ . Entretanto, a combinação linear entre as duas pode ser estacionária e se, neste caso,  $\varepsilon_t$  for também  $I(1)$  ou estacionário, considera-se  $y_t$  e  $x_t$  variáveis co-integradas.

De acordo com Gujarati (2000) quando  $\varepsilon_t$  for  $I(1)$ , as tendências de  $Y$  e  $X$  se anulam. Hill, Griffiths e Judge (2003) reiteram que a co-integração implica  $y_t$  compartilhar uma tendência estocástica semelhante à de  $x_t$  e, como a diferença  $\varepsilon_t$  é estacionária, as duas variáveis nunca divergem muito uma da outra.

Um dos mais populares testes de co-integração utilizado é o teste de co-integração de Engle e Granger (1987). Segundo Bueno (2008) este teste é indicado para ser feito sobre uma única equação. Este é realizado para determinar se existe ou não um comportamento similar entre as variáveis, ou seja, se há um equilíbrio de longo prazo entre as séries.

Supondo-se variáveis  $y_t$  e  $x_t$  co-integradas de ordem 01 (ambas  $I(1)$ ), a metodologia consiste em, primeiramente, estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Se forem co-integradas, os resíduos serão estacionários. Em seguida, aplica-se o teste da raiz unitária sobre resíduos. Caso a hipótese nula  $H_0$  de raiz unitária dos resíduos seja rejeitada, as variáveis serão co-integradas, pois os resíduos serão estacionários.

### 3.4 A Precedência Temporal (Causalidade)

A análise de regressão avalia a dependência de uma variável  $y$  em relação à outra  $x$ . Entretanto, não

significa que exista uma relação de causalidade entre ambas. De acordo com Kendall e Stuart (1961 apud GUJARATI, 2000), por mais que uma relação causal seja sugestiva, esta não pode ser estabelecida sem critérios. Segundo Tonin e Barczysz (2008), para que se possa atribuir uma relação de causalidade entre duas variáveis deve-se fundamentar em considerações teóricas ou apriorísticas.

De acordo com Wooldridge (2006), no sentido de Granger (1969), a causalidade é sustentada na noção de precedência temporal, ou seja, se uma variável  $x$  causa outra  $y$ , ela deve precedê-la e, neste caso, ajudar a prevê-la. Contudo, esse pressuposto não leva em consideração a possibilidade de uma relação bi-causal entre as variáveis.

O teste de causalidade de Granger (1969) é um teste simples e prático de se verificar a presença ou não de causalidade. De acordo com Gujarati (2000) parte-se da suposição de que as informações que possibilitam a previsão das variáveis estejam contidas nos dados de séries temporais das mesmas. Sejam duas séries temporais  $Y_t$  e  $X_t$ . Segundo Carneiro (1997), a série  $X_t$  causa, no sentido de Granger (1969), a série  $Y_t$  se as melhores previsões significantes estatisticamente de  $Y_t$  possam ser obtidas ao incluir no modelo de valores defasados de  $Y$  e os valores defasados de  $X$ .

Portanto, o teste de Granger (1969) envolve as regressões das Equações 7 e 8.

$$X_t = \sum a_i Y_{t-1} + \sum b_i X_{t-1} + u_{1t} \quad (7)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-1} + \sum d_i X_{t-1} + u_{2t} \quad (8)$$

onde  $u_{1t}$  e  $u_{2t}$  sejam não correlacionados.

### 3.5 Teste de Dickley-Fuller Aumentado

O teste de Dickley-Fuller Aumentado é conhecido na literatura como teste ADF (Augmented Dickley-Fuller). É um teste de raiz unitária em séries temporais. Esta é uma versão aumentada do Teste de Dickey-Fuller (DF), sendo aplicada a modelos mais complicados em séries temporais. A estatística ADF, usada no teste, parte de um número negativo. Este, quanto mais negativo, maior será o indicativo de o teste rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária na série, sendo demonstrado pela regressão da Equação 9.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 \Delta y_t &= (\rho_1 - 1)y_{t-1} + \rho_2 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 \Delta y_t &= (\rho_2 + \rho_1 - 1)y_{t-1} - \rho_2(y_{t-1} - y_{t-2}) + \rho_3 y_{t-3} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 \Delta y_t &= (\rho_2 + \rho_1 - 1)y_{t-1} - \rho_{2\Delta} y_{t-1} + \rho_3 y_{t-2} + \rho_3 y_{t-3} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 \Delta y_t &= (\rho_2 + \rho_1 - 1)y_{t-1} - \rho_{2\Delta} y_{t-1} + \rho_3 y_{t-2} - \rho_3(y_{t-2} - y_{t-3}) + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 \Delta y_t &= (\rho_3 + \rho_2 + \rho_1 - 1)y_{t-1} - \rho_{2\Delta} y_{t-1} - \rho_{3\Delta} y_{t-2} - \rho_3(y_{t-1} - y_{t-2}) + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 \Delta y_t &= (\rho_3 + \rho_2 + \rho_1 - 1)y_{t-1} - (\rho_2 + \rho_3)\Delta y_{t-1} - \rho_{3\Delta} y_{t-2} + \rho_4 y_{t-4} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 \Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \\
 \gamma &= \rho_p + \rho_{p-1} + \dots + \rho_1 - 1
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

**3.6 Modelo Vetorial Autorregressivo**

Segundo Bueno (2008) o vetor autorregressivo possibilita representar modelos econômicos completos e estimar os parâmetros destes. Para Siqueira (2007) os vetores autorregressivos são normalmente usados para sistemas de previsões de séries temporais inter-relacionadas e para análise do impacto dinâmico de choques aleatórios em sistemas de variáveis.

Ainda de acordo com Bueno (2008) pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$  por meio de uma matriz  $A$ , como pode ser visto na Equação 10,

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \tag{10}$$

onde  $A$  é uma matriz  $n \times n$ ,  $B_0$  é um vetor de constantes  $n \times 1$ ,  $B_i$  são matrizes  $n \times n$ ,  $B$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

Uma forma simplificada de compreender este modelo é por meio de um exemplo bivariado de ordem 01. Enders (1995) propõe um modelo que parte do sistema de equações dado pelas Equações 11 e 12.

$$y_t = b_{10} - b_{12} Z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \tag{11}$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \tag{12}$$

onde i) tanto  $y_t$  como  $z_t$  são estacionários e ii) os erros são ruídos brancos não correlacionados.

**3.7 A Função Impulso Resposta**

De acordo com Siqueira (2007, p. 70) “uma função impulso resposta traça o efeito de um choque ou inovação nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do sistema”.

Parte-se de um modelo de duas variáveis, apresentado na forma matricial como na Equação 13.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \tag{13}$$

Respeitando a condição de estabilidade do modelo e usando uma solução particular para a equação, é possível expressar  $y_t$  e  $z_t$  de um modelo VAR em função dos vetores de erros. Com base nesta solução particular, o modelo pode ser reescrito na forma da Equação 14.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1} \\ \varepsilon_{2t-1} \end{bmatrix} \tag{14}$$

Leva-se em consideração então, que os vetores de erro possam ser expressos como na Equação 15.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Assim, o modelo de  $y_t$  e  $z_t$  pode ser definido na forma da Equação 16,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y \\ z \end{bmatrix} + \sum \begin{bmatrix} \varphi_{11}^{(i)} & \varphi_{12}^{(i)} \\ \varphi_{21}^{(i)} & \varphi_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (16)$$

em que (Equação 17).

$$\varphi_i = \frac{A_i^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (17)$$

Assim, como afirma Marinovic (2009, p. 24)

[...] os quatros conjuntos de coeficientes ( $\varphi_{11}^{(i)}$ ,  $\varphi_{12}^{(i)}$ ,  $\varphi_{21}^{(i)}$ ,  $\varphi_{22}^{(i)}$ ) representam as funções de impulso respostas. Por meio destas funções é possível determinar o efeito de choques nas variáveis  $y_t$  e  $z_t$  na formação da série temporal de cada uma das variáveis.

### 3.8 Decomposição da Variância

Outra maneira complementar de analisar os resultados de um modelo VAR é por meio da decomposição da variância. Segundo Bueno (2008, p. 186) “trata-se de uma forma de dizer que a porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão”.

Partindo também de um modelo VAR com duas variáveis endógenas  $y$  e  $z$ , tal qual apresentado em sua forma matricial (Equação 18).

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Calcula-se o erro de previsão pela Equação 19.

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (19)$$

A partir deste, decompõe-se  $y_{t+h}$  (Equação 20).

Logo, tem-se a Equação 21.

A partir deste, segundo Bueno (2008, p. 187), “pode-se decompor a variância do erro de previsão em seus diversos elementos. No caso do modelo bivariado, a variância é decomposta em dois pedaços para cada período de tempo, dividindo-se ambos os lados por  $\sigma_y^2(h)$ ” (Equação 22).

### 3.9 Vetor Corretor de Erro

De acordo com Bueno (2008) o mecanismo de correção de erros é uma extensão mais completa do VAR. O pressuposto é que o VAR com variáveis não estacionárias omite variáveis relevantes. O MCE corrige esse problema.

Em sendo  $y_t$  e  $x_t$  duas variáveis co-integradas isso significa que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre ambas. Contudo, no curto prazo, esse equilíbrio pode não existir. Logo, o termo de erro  $\varepsilon_t$  pode ser considerado como o erro do equilíbrio. Segundo Gujarati (2000) o mecanismo de correção de erro corrige este desequilíbrio.

$$y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) = \psi_{0,11} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{yt+1} + \psi_{0,12} \varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{zt+1} \quad (20)$$

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2) \quad (21)$$

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (22)$$



Seja um modelo (Equação 23),

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

em que  $\Delta$  indica a primeira diferença;  $u_{t-1}$  é o valor defasado em um período do resíduo da regressão (a estimação do termo de erro de equilíbrio) e  $\varepsilon_t$  o termo de erro estocástico da regressão.

A regressão relaciona a variação  $y_t$  com a variação de  $x_t$  e o erro de equilíbrio no período anterior. De acordo com Gujarati (2000, p. 735) “nessa regressão  $\Delta y_t$  capta as perturbações de curto prazo em  $x_t$ , enquanto o termo de correção do erro  $u_{t-1}$  captura o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo”. Sendo  $\alpha_2$  estatisticamente significativo, ele mostra a proporção do desequilíbrio  $y_t$  em um instante e este é corrigido no período seguinte.

#### 4 A RELAÇÃO ENTRE O COMPORTAMENTO DO FATOR PREÇO EM SEIS PRAÇAS BRASILEIRAS DE COMERCIALIZAÇÃO

Para este estudo se destacaram as principais regiões produtoras de soja no país, a fim de verificar o grau de relação entre o comportamento do fator preço desta commodity no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2009. As séries foram construídas a partir do preço médio em R\$ da saca de soja nas cidades de Passo Fundo (RS), Maringá (PR), Mogiana (SP), Uberlândia (MG), Rondonópolis (MT) e Sorriso (MT).

A Figura 1 a seguir apresenta o comportamento das séries selecionadas ao longo do período observado. É possível notar, com base na análise gráfica, que os níveis de preços em Sorriso (MT) são relativamente menores que nas outras cidades consideradas. Contudo, salvo oscilações esporádicas, o comportamento similar das variáveis indica um equilíbrio entre os preços no mercado interno. A magnitude desta integração será verificada nos testes posteriores. Para tanto, existe a necessidade da realização de alguns testes para comprovar tal afirmação.

O primeiro teste a ser realizado é o referente à estacionaridade das séries. Esta é uma importante informação para as avaliações de co-integração e de causalidade. Isto foi realizado com base na metodologia do Teste de Dickey-Fuller Aumentado. O valor crítico foi dado por Fuller (1996) para um modelo sem constante ao nível de significância de 1%, a saber, -2,56.

Considerando a hipótese nula como  $\rho=1$ , ou seja, de que existe uma raiz unitária, faz-se o cálculo da estatística de teste  $\tau$ . Caso este valor exceda o valor crítico dado o nível de significância escolhido, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que a série é estacionária. A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes realizados.

Como pode ser observado, ao nível de significância escolhido, todas as séries são integradas de ordem 1, quando consideradas as variáveis em nível, e integradas de ordem zero quando consideradas em suas primeiras diferenças. Posto isso, pode-se concluir que todas são séries não estacionárias.

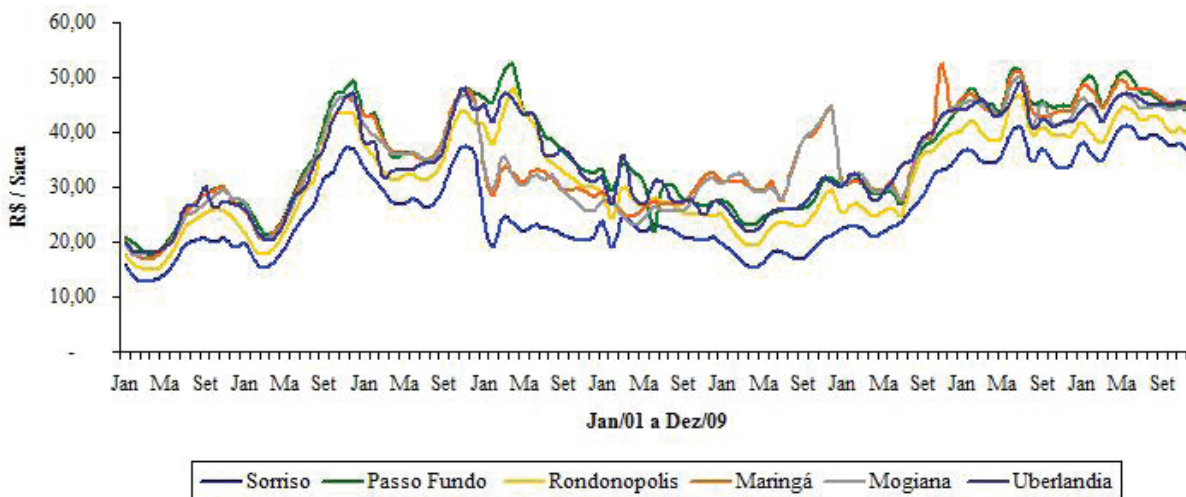


FIGURA 1 – Evolução das séries históricas

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de informações da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais - Abiove (2009) e Instituto Mato-Grossense de Economia Agrícola - IMEA (2010)

O segundo passo nesta análise é aquele referente à co-integração, que irá definir se existe algum equilíbrio de longo prazo no comportamento das séries. Este teste foi realizado com base na metodologia de Engle-Granger, onde os valores críticos da estatística  $\tau$  são dados por Engle e Granger (1987) para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, a saber, -2,5899, -1,9439 e -1,6177 respectivamente.

Os testes foram realizados considerando todas as variáveis endógenas e cada série como dependente das demais em testes individuais. Os resultados destes testes estão dispostos na Tabela 2. Como podem ser observados sem dificuldades, os valores das estatísticas de teste excederam os valores críticos ao nível de 1% de significância e, logo, pode-se inferir que as variáveis selecionadas são co-integradas, ou seja, apresentam um equilíbrio de longo prazo.

A terceira etapa desta análise é a referente à causalidade entre as variáveis consideradas. Para o escopo deste estudo, os exames de causalidade foram realizados com base no método proposto por Granger (1969). Estes testes foram

aplicados considerando as séries em nível e até em máximo de 10 defasagens. Contudo, logo na primeira defasagem já é possível interpretar a presença ou não deste efeito.

Para este teste, os valores críticos da estatística de teste  $F$  dependem do número de observações e do grau de liberdade considerados no modelo. Dadas estas características, a Tabela 3 apresenta os valores críticos para os diversos níveis de confiança.

Dado o contexto deste estudo, levaram-se em consideração apenas algumas séries. Os resultados são apresentados na Tabela 4. No primeiro caso, entre Passo Fundo e Maringá, identificou-se uma relação de causalidade unidirecional de Maringá para Passo Fundo, ou seja, os preços na primeira cidade precedem temporalmente os preços na cidade gaúcha. Entre Rondonópolis e Maringá não ficou evidente a presença de causalidade em nenhuma direção, o que denota que são séries independentes uma da outra. Esta mesma situação ocorreu nos testes realizados entre Sorriso e Rondonópolis.

**TABELA 1** – Resultados dos testes de estacionaridade

Variável	Variáveis em Nível		Primeira Diferença	
	Estatística de Teste	Ordem de Integração	Estatística de Teste	Ordem de Integração
Passo Fundo	0,114203	I(1)	-6,68221	I(0)
Rondonópolis	0,0151419	I(1)	-6,49095	I(0)
Sorriso	0,113823	I(1)	-8,20255	I(0)
Maringá	0,0447444	I(1)	-7,77668	I(0)
Mogiana	0,0835993	I(1)	-7,30506	I(0)
Uberlândia	0,296634	I(1)	-6,1255	I(0)

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

**TABELA 2** – Resultados dos testes de co-integração

Variável Dependente	Modelo Com Constante		Modelo Com Constante e Tendência	
	Estatística de Teste	p-Valor Assintótico	Estatística de Teste	p-Valor Assintótico
Sorriso	-3,61621	0,4165	-3,6231	0,566
Rondonópolis	-5,79672	0,001314	-5,79586	0,003733
Passo Fundo	-5,67174	0,002151	-5,80573	0,003599
Maringá	-6,19985	0,0001	-6,25881	0,0005845
Mogiana	-5,11101	0,01544	-5,07168	0,03916
Uberlândia	-5,52653	0,003725	-5,85643	0,002976

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

Nos testes entre Rondonópolis e Passo Fundo e entre Sorriso e Passo Fundo foram identificadas a presença de causalidade unidirecional. No primeiro, verificou-se uma precedência temporal de Rondonópolis para Passo Fundo. No segundo, ficou evidente que os preços em Sorriso causam, no sentido de Granger (1969), os preços em Passo Fundo.

A partir destes testes é possível inferir que, de um modo macro, os preços cotados no estado de Mato Grosso precedem em algum grau os preços no resto do país, especialmente no Rio Grande do Sul, considerando Passo Fundo, e no Paraná, tido por Maringá.

Levando em consideração os testes anteriores de co-integração pode-se considerar que os mercados regionais no Brasil apresentam um equilíbrio de longo prazo em termos do comportamento das oscilações do preço. Mesmo não apresentando níveis idênticos das cotações em termos históricos, a relação direta entre eles denota o grau de relação dos mercados considerados.

Em síntese, pode-se concluir, até o momento, embora o preço da soja em Sorriso (MT) seja menor do que em outras cidades consideradas, que, pelo Teste de Dickey-Fuller Aumentado, todas as séries analisadas são não estacionárias. Ao mesmo tempo, pelo modelo de Engle-Granger verifica-se que as variáveis selecionadas são co-integradas, isto é, apresentam um equilíbrio no longo prazo. Enfim, em termos de causalidade, o modelo de Granger (1969) mostra que, dentre outras coisas, os preços praticados no Mato Grosso precedem os preços no restante do país. Isso se deve, em termos práticos, ao fato de que a colheita da soja ocorre primeiro nesse Estado e depois nas demais regiões produtoras ao sul do país. Assim, a formação dos preços no Mato Grosso se dá primeiro, servindo de indicativo às demais praças, embora haja diferença nos valores praticados já que a distância do Centro-Oeste brasileiro aos portos de embarque é muito maior, incidindo em descontos, relativos ao custo do frete, superiores aos praticados nas demais praças analisadas.

**TABELA 3** – Valores críticos da estatística *F* aos níveis de confiança

Nº de Obs.	GL	Níveis de Confiança				
		0,5%	1,0%	2,5%	5,0%	10,0%
108	1/107	8,241	6,895	5,179	3,936	2,756

Fonte: Gujarati (2000)

**TABELA 4** – Resultados dos testes de causalidade

Hipótese Nula	Estatística F	Probabilidade
Passo Fundo não causa Maringá	0,95803	0,32996
Maringá não causa Passo Fundo	6,21534	0,01424
Rondonópolis não causa Maringá	2,16863	0,14387
Maringá não causa Rondonópolis	1,34606	0,24862
Sorriso não causa Maringá	8,44961	0,00446
Maringá não causa Sorriso	0,86835	0,35357
Rondonópolis não causa Passo Fundo	19,2200	2,80E-05
Passo Fundo não causa Rondonópolis	0,05704	0,81171
Sorriso não causa Passo Fundo	8,39162	0,0046
Passo Fundo não causa Sorriso	0,8319	0,36383
Sorriso não causa Rondonópolis	1,69285	0,1961
Rondonópolis não causa Sorriso	0,07263	0,78807

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

#### 4.1 As Influências do Câmbio sobre os Preços da Commodity Soja no Mercado Físico Brasileiro

A fim de evidenciar a influência da política cambial sobre os preços da soja no mercado físico brasileiro, optou-se por considerar como representativo deste os preços cotados em Sorriso/MT e a taxa de câmbio em dólares americanos (R\$/US\$). Contudo, como se pressupõe que estas cotações não sejam variáveis exclusivamente dependentes do fator cambial, foram consideradas também outras variáveis relevantes, tais como o preço da referida commodity na BM&F/Bovespa, na Bolsa de Chicago (EUA), no Porto de Rotterdam, na Holanda, e no Porto de Paranaguá (PR).

Ao considerar a taxa de câmbio como variável explicativa dos preços físicos no interior do país, é possível verificar sua participação na transmissão destes preços e na oscilação destas cotações no Brasil. As observações destas séries compreendem o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008. A Figura 2 a seguir permite uma observação sobre a evolução das séries selecionadas.

O primeiro teste a ser realizado é referente à estacionaridade destas séries, uma importante informação para as análises posteriores. Por ser uma maneira prática e direta de se verificar essa característica nas séries temporais, optou-se pelo Teste de Dickey-Fuller Aumentado. Os resultados são apresentados na Tabela 5 a seguir.

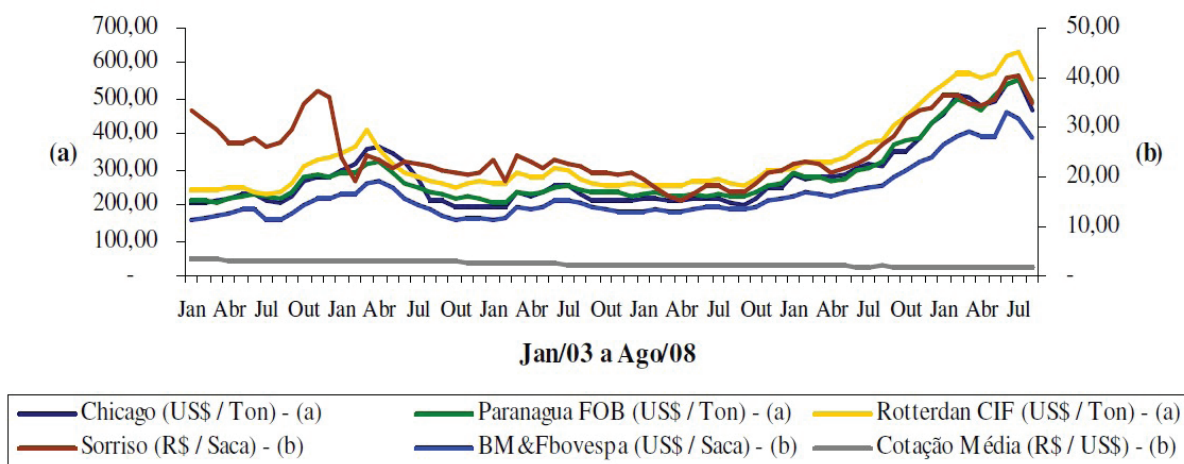
Optou-se por um modelo simples apenas com a presença de uma constante e sem tendência. O valor

crítico ao nível de 1% de significância neste caso, dado por Fuller (1996), é de -3,43. Como pode ser observado, foram realizados os testes para as variáveis em nível e em sua primeira diferença.

Como pode ser observado, ao nível de significância escolhido, todas as séries são integradas de ordem 1, quando consideradas as variáveis em nível, e integradas de ordem zero quando consideradas em suas primeiras diferenças. Posto isto, pode-se concluir que todas as séries não estacionárias.

O seguinte passo na análise são os testes de co-integração, que definirão se as séries apresentam um comportamento equilibrado no longo prazo. A análise de co-integração foi realizada com base na metodologia de Engle-Granger, em que os valores críticos da estatística  $\tau$  são dados por Engle e Granger (1987) para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, os quais são, respectivamente, -2,5899, -1,9439 e -1,6177. Neste caso, os testes foram realizados considerando todas as variáveis endógenas nos dois modelos, e cada série como dependente ante às demais, em testes individuais.

Os resultados destes testes são apresentados na Tabela 6 a seguir. Como podem ser observados com facilidade, os valores das estatísticas de teste excederam os valores críticos ao nível de 1% de significância. Portanto, fica identificada a presença de co-integração entre as variáveis observadas.



**FIGURA 2** – Evolução das séries históricas

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de informações de ABIOVE (2009), Anuário... (2009), Banco Central do Brasil - BACEN (2009), IMEA (2010) e Intertrading (2009)

**TABELA 5** – Resultado dos testes de estacionaridade

	Variáveis em Nível		Primeira Diferença	
	Estatística de Teste	Ordem de Integração	Estatística de Teste	Ordem de Integração
Sorriso	-1,95584	I(1)	-6,507	I(0)
BM&FBovespa	-1,75384	I(1)	-5,35615	I(0)
Chicago (CBoT)	-0,83611	I(1)	-5,14823	I(0)
Paranaguá	-1,18426	I(1)	-4,74497	I(0)
Rotterdam	-0,99985	I(1)	-4,75971	I(0)
Taxa de Câmbio	-2,47082	I(1)	-5,94861	I(0)

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

**TABELA 6** – Resultados dos testes de co-integração

Variável Dependente	Modelo Com Constante		Modelo Com Constante e Tendência	
	Estatística de Teste	p-Valor Assintótico	Estatística de Teste	p-Valor Assintótico
BM&FBovespa	-4,97902	0,02318	-5,00317	0,04724
Sorriso	-3,70747	0,3692	-4,09035	0,3191
Chicago	-5,82703	0,001162	-5,86998	0,002827
Paranaguá	-4,77997	0,04105	-4,77249	0,08483
Rotterdam	-4,5951	0,06664	-4,72778	0,09427
Câmbio	-3,63965	0,4042	-4,2358	0,2529

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

Em seguida, faz-se a análise da função impulso resposta com o intuito de verificar a influência dos choques provocados na taxa de câmbio sobre os preços físicos da soja no mercado brasileiro, representado aqui pelos preços cotados em Sorriso-MT.

Segundo Enders (2004 apud MARINOVIC, 2009) para as séries que não são co-integradas, esta análise pode ser feita com base em um modelo VAR (Vetor Autorregressivo). Caso sejam estas co-integradas, a análise da função impulso resposta deve ser feita a partir de um modelo VCE (Vetor Corretor de Erro). Posto isto, uma vez que foram verificadas relações de equilíbrio de longo prazo em todos os grupos de variáveis, as funções de resposta a impulsos foram estimadas a partir de um modelo VCE. Foi considerado um modelo sem a presença de uma constante, em um horizonte de 24 meses.

De acordo com o escopo deste trabalho, a ideia é verificar a influência da política cambial sobre os preços da referida commodity no âmbito do mercado brasileiro.

Para tanto, considera-se um choque de um desvio padrão provocado na série taxa de câmbio e avaliam-se os efeitos ocorridos em Sorriso. A Figura 3 a seguir representa graficamente os efeitos deste impulso simulado.

A análise sugere que, dado o choque, os efeitos ocorridos em Sorriso são negativos, ou seja, ocorrem inversamente ao sentido do impulso dado. Contudo, essa resposta é pouco significativa em termos gerais, o que representa que estes efeitos são de baixa intensidade. Outra observação sobre esta função é que os efeitos provocados são assimilados rapidamente. Dado um horizonte de 24 meses considerado, o choque provocado é dissipado por completo na série 'Sorriso' até o oitavo mês posterior ao impulso.

De acordo com esta análise, verifica-se a presença de um contágio entre as variáveis quanto aos choques provocados, especificamente, no sentido taxa de câmbio – preços físicos. Entretanto, são respostas pouco significativas estatisticamente. Isso deve ocorrer em virtude de

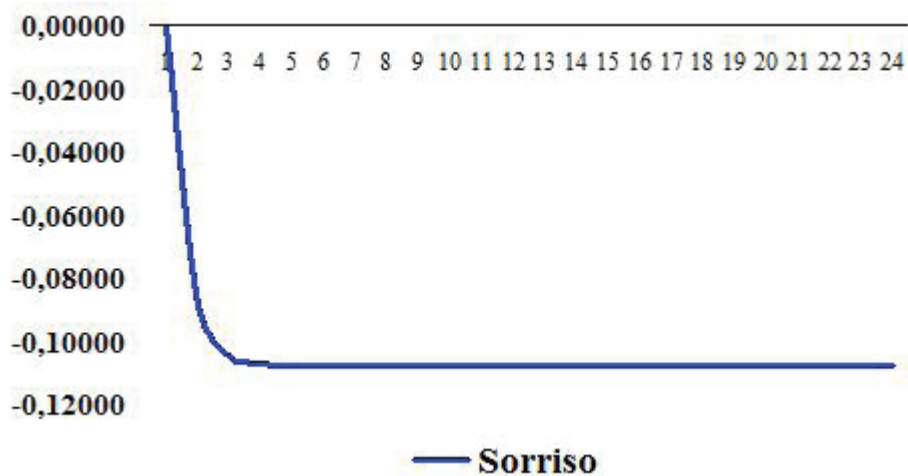


existirem outras variáveis explicativas mais significativas. Contudo, como é o objetivo deste trabalho, deu-se ênfase à questão do câmbio.

Uma última análise realizada foi a da decomposição da variância. Com base nesta é possível identificar a influência das variâncias das séries endógenas sobre o erro de previsão das demais. A análise foi realizada com base em um modelo VCE (Vetor Corretor de Erro), o mesmo utilizado na análise da função impulso resposta, sem a presença de uma

constante e considerando um horizonte de 10 meses, uma vez que na função impulso resposta os choques foram assimilados por completo até no máximo o oitavo mês em todos os casos.

Não fugindo do objetivo central deste estudo, atribui-se maior importância à decomposição da variância para Sorriso. Esta é apresentada na Tabela 7 a seguir. As demais séries foram mantidas para verificar o comportamento dos preços em Sorriso de acordo também com as demais variáveis explicativas.



**FIGURA 3** – Resposta de Sorriso a um impulso em taxa de câmbio

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

**TABELA 7** – Decomposição da variância para Sorriso

Período	Erro Padrão	Sorriso	BM&FBovespa	Chicago	Câmbio	Paranaguá	Rotterdam
01	2,5107	100,000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
02	3,5449	95,5206	0,3556	0,7777	0,0633	3,1160	0,1668
03	4,3519	92,9386	0,5606	1,2260	0,0998	4,9120	0,2630
04	5,0334	91,5063	0,6743	1,4747	0,1200	5,9086	0,3164
05	5,6333	90,6304	0,7438	1,6268	0,1324	6,5176	0,3490
06	6,1753	90,0454	0,7903	1,7283	0,1407	6,9245	0,3708
07	6,6734	89,6282	0,8234	1,8008	0,1466	7,2148	0,3863
08	7,1369	89,3157	0,8482	1,8550	0,1510	7,4321	0,3980
09	7,5720	89,0730	0,8675	1,8972	0,1544	7,6009	0,4070
10	7,9835	88,8991	0,8829	1,9308	0,1571	7,7359	0,4142

Fonte: Dados compilados pelos autores a partir de saídas do software (2010)

Esta análise permite inferir que a maior parte da variância da série ‘Sorriso’ é explicada pelo comportamento aleatório. Em termos percentuais, pode-se verificar que até o décimo período mais de 88% de sua variância ocorre em função do seu próprio comportamento. Observando as demais variáveis consideradas, é possível perceber que apenas a série ‘Paranaguá’ é significativa, representando pouco menos de 8% da variância total em ‘Sorriso’ no décimo período. Neste sentido, verifica-se que a série ‘taxa de câmbio’ não é significativa ao explicar a variância da série ‘Sorriso’.

#### 4.2 Breve Balanço dos Resultados

Em primeiro lugar, nota-se que as séries utilizadas para a análise são não estacionárias, confirmando um dos pressupostos do Teste de Dickey-Fuller Aumentado. Em segundo lugar, a partir do que demonstram Mundlak e Larson, retomados por Margarido et al., cuja premissa básica é de que os preços domésticos em moeda nacional de um produto são função do seu respectivo preço mundial, da taxa de câmbio nominal e do termo de distúrbio, a análise de co-integração, a partir da metodologia de Engle e Granger (1987) confirma a presença de co-integração entre as variáveis observadas, dentre elas o preço praticado em Sorriso (MT), a cotação na Bolsa de Chicago e o câmbio no Brasil. Em terceiro lugar, como as variáveis são co-integradas, usou-se o modelo VCE, a partir de estudos de Enders, retomados por Marinovic, para verificar a influência dos choques provocados na taxa de câmbio sobre os preços cotados em Sorriso (MT). Nota-se, ao contrário do esperado, embora haja um contágio entre as variáveis quanto aos choques provocados no sentido taxa de câmbio-preços físicos, que as respostas são pouco significativas estatisticamente. Tal conclusão é confirmada pela decomposição da variância, a qual mostra que a série “taxa de câmbio” não é significativa ao explicar a variância dos preços praticados em Sorriso (MT). Isso sugere que existam outras variáveis explicativas mais significativas.

Ora, tal resultado observado contrasta, em parte, com as conclusões encontradas em estudos desenvolvidos por Bautista et al. (1998) e Schuh (1998). Igualmente contrasta com os resultados obtidos por Mamingi (1996), Margarido, Frederico e Fernandes (2001) e Souza et al. (2007) na medida em que suas análises demonstram, cada uma a sua maneira, que as variações na taxa de câmbio são totalmente transmitidas aos preços internos no longo prazo.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Procurou-se considerar neste estudo as principais regiões produtoras da commodity soja no Brasil, bem como os mais relevantes centros de comercialização deste produto que de alguma forma balizam os níveis de preços no restante do país. Ao considerar as cidades de Passo Fundo (RS), Maringá (PR), Rondonópolis (MT) e Sorriso (MT), fica claro que se leva em consideração os três principais estados produtores desta commodity e que representam a maior parte da produção nacional.

Sabe-se que o mercado interno da soja, em virtude de todo o contexto deste complexo produtivo, está diretamente relacionado ao mercado externo. O porto de Paranaguá (PR) é a principal base de formação de preços no país, refletindo os preços internacionais para os internos.

Portanto, ao levar em consideração os preços dos municípios importantes no contexto do agronegócio da soja no Brasil, avaliou-se a estrutura interna do mercado em termos das relações entre os níveis de preços.

Foi evidenciado pelos testes de co-integração que estes mercados regionais considerados apresentam um equilíbrio em termos de longo prazo quanto às oscilações de mercado, ou seja, existe uma inter-relação entre estes quanto à variabilidade do preço da soja, obviamente com certa defasagem em virtude de fatores locais.

Para os testes de causalidade, deu-se preferência às quatro cidades consideradas mais importantes no contexto geral. Os resultados destes permitem inferir que existe uma precedência temporal dos preços cotados em Mato Grosso para os dos demais estados. Os preços em Sorriso e em Rondonópolis causam, no sentido de Granger (1969), os preços em Passo Fundo e em Maringá.

Posto isto, dados os resultados empíricos dos testes realizados, é possível concluir que mesmo que o mercado interno em suas instâncias regionais seja diferente, tanto em termos de estrutura produtiva quanto em termos de ganhos e rendimentos, ele é totalmente equilibrado aos níveis de preços de longo prazo. As diferenças entre estes, visíveis pela análise gráfica na figura 1, decorrem de questões ligadas principalmente aos custos diretos, em especial, os ligados ao transporte e à logística de escoamento.

Nesse contexto, ficou evidente o fato de que as séries consideradas neste estudo são processos estocásticos, ou seja, não estacionárias em nível, porém, estacionárias na primeira diferença, o que as definem como séries integradas de ordem 01.

Os resultados empíricos das análises realizadas neste estudo atestam para a presença de um equilíbrio de

longo prazo entre as séries e, logo, uma vez que foram consideradas informações de âmbitos diferentes de mercado, pode-se inferir que o mercado da soja no interior do país é co-integrado com o mercado internacional, ou seja, segue um comportamento de equilíbrio com os demais mercados. Em termos da taxa de câmbio, também foi identificada uma relação de co-integração desta, em menor escala, com o mercado físico brasileiro.

A relação entre a taxa de câmbio e os preços no interior do país, representado por Sorriso-MT, foi evidenciada na análise da função impulso resposta. Esta análise sugere que os choques provocados no câmbio (R\$/US\$) provocam efeitos contrários, ou seja, negativos, nos preços da commodity. Pela decomposição da variância para Sorriso, pode-se verificar a reduzida participação da taxa de câmbio em explicar o comportamento dos preços nesta. Logo, pode-se inferir que, embora exista uma resposta a choques provocados no câmbio, estes repercutem em respostas pouco significativas na outra série.

Isso ocorre em virtude de os preços internos da commodity serem decorrentes de vários outros fatores, com uma maior participação ao explicar o comportamento destas cotações. A taxa de câmbio exerce uma influência relativamente pequena nos preços da soja, representando apenas o equivalente ao equilíbrio entre os preços interno e internacional.

Enfim, como fatores limitantes ao estudo, os quais ficam como sugestão de temas para estudos futuros em torno do assunto aqui tratado, tem-se o fato de o estudo se concentrar na variação cambial em particular. Ora, o trabalho indicou que outras variáveis explicativas poderiam ser mais significativas. Assim, além de maior ênfase às oscilações das cotações na Bolsa de Chicago, poderia se dar mais atenção ao prêmio pago pelo produto físico nos portos de embarque da soja e às margens cobradas pelas empresas compradoras da oleaginosa junto aos produtores, afora outras variáveis. Por outro lado, o contraste obtido na influência da taxa de câmbio na formação do preço da soja em Sorriso (MT), em relação à grande maioria dos estudos realizados a respeito, sugere que se aprofunde esta relação específica, estendendo o período de análise para uma série temporal mais longa, assim como relacionar com maior profundidade a formação do preço em Sorriso (MT) com o preço pago pela soja em outras praças brasileiras produtoras.

## 6 REFERÊNCIAS

- ANUÁRIO da agricultura brasileira 2009. São Paulo: AgraFNP-Instituto FNP, 2009.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS. **Exportações Brasileiras de Soja 1992-2007**. Disponível em: <<http://www.abiove.com.br/>>. Acesso em: 10 jul. 2009.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Série histórica das taxas de câmbio**. Brasília, 2009. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 10 jul. 2009.
- BAUTISTA, R. M. et al. **Policy bias and agriculture: partial and general equilibrium measures**. Washington: International Food Policy Research Institute, Trade and Macroeconomics Division, 1998. 35 p. (TMD Discussion Paper, 25).
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Cadeia produtiva da soja**. Brasília: IIAC/MAPA/SPA, 2007.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CAMPOS, K. C.; PIACENTI, C. A. Agroenergia: a questão da volatilidade de preços e o efeito alavancagem dos produtos agrícolas. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: SOBER, 2007. 1 CD-ROM.
- CARNEIRO, F. G. **A metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: UnB, 1997. Disponível em: <<http://www.unb.br/face/eco/textos/causal.pdf>>. Acesso em: 25 set. 2009.
- DORNBUSCH, R.; FISHER, S. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Peterson Education do Brasil, 1991.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Ames: Iowa State University, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: J. Wiley, 1996. 642 p.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969.

- GONÇALVES, J. S. **Real apreciado, câmbio flutuante e agronegócios**. São Paulo: Instituto de Economia Agrícola-Secretaria de Agricultura e Abastecimento, 2005. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=2486>>. Acesso em: 10 jul. 2009.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003.
- INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Boletim semanal da soja**. Cuiabá, 2010. Disponível em: <<http://www.imea.com.br>>. Acesso em: 10 jul. 2010.
- INTERTRADING. **Agentes autônomos de investimentos**. Disponível em: <<http://www.itrading.com.br>>. Acesso em: 10 jul. 2010.
- LOWER, M. E. **Brazil oilseeds and products annual 2002**. Santiago: USDA - Foreign Agricultural Service, FAS, GAIN Report, 2002.
- MAMINGI, N. **How prices and macroeconomic policies affect agricultural supply and the environment**. Washington: World Bank, Environment, Infrastructure and Agriculture Division Policy Research Department, 1996. 88 p.
- MARGARIDO, M. A.; FREDERICO, A. T.; FERNANDES, J. M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Revista Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 5-40, 2001.
- MARINOVIC, A. **Estudo da inter-relação entre os preços de ações bancárias da América Latina, Estados Unidos e Europa**. 2009. 94 p. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2009.
- MISSÃO, M. R. Soja: origem, classificação, utilização e visão abrangente do mercado. **Maringá Management: Revista de Ciências Empresariais**, Maringá, v. 3, n. 1, p. 7-15, jan./jun. 2006.
- MUNDLAK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agriculture prices. **The World Bank Economic Review**, Washington, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.
- OLIVEIRA, J. C. V. de. **Sobrevalorização da taxa de câmbio e o agronegócio: uma análise de equilíbrio geral com base na estrutura produtiva brasileira de 1995**. Piracicaba: ESALQ, 2002.
- SAMPAIO, L. M. B.; SAMPAIO, Y.; COSTA, E. de F. Mudanças políticas recentes e competitividade no mercado internacional de soja. **Revista de Economia Rural**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 3, p. 383-441, jul./set. 2006.
- SARTORIS, A. **Estatística e introdução à econometria**. São Paulo: Saraiva, 2003.
- SCHUH, G. E. **The Transformations of Brazilian Agriculture: implications for research**. Brasília: EMBRAPA, 1998.
- SIQUEIRA, M. S. **Política monetária e inflação no Brasil: uma análise pela função impulso-resposta generalizada**. 2007. 83 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2007.
- SOUZA, S. S. et al. Mudanças cambiais e o efeito dos fatores de crescimento de exportações brasileiras de soja. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 1, p. 24, 2007.
- SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 1993.
- TONIN, J. M.; BARCZSZ, S. S. Transmissão de preços da soja entre os mercados externos e interno: uma abordagem para a região de Maringá. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: SOBER, 2008. 1 CD-ROM.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson-Learning, 2006.