

ANÁLISE DA VOLATILIDADE E TRANSMISSÃO DE PREÇOS ENTRE OS MERCADOS INTERNACIONAIS DE PETRÓLEO E SOJA

Analysis of price transmission and volatility between the international markets of oil and soybean

RESUMO

A crescente utilização de biocombustíveis na matriz energética mundial introduziu uma nova questão de relevância teórica e empírica: o relacionamento mais próximo entre os preços de um número cada vez maior de *commodities* envolvidas na produção de energia, o tema de alta relevância para organizações do agronegócio e da área de energia. Objetiva-se com este trabalho analisar o relacionamento, tanto em termos de volatilidade quanto de transmissão de preços, entre os preços internacionais de duas *commodities*, o petróleo e o grão de soja, entre janeiro de 1980 e outubro de 2010. Foram utilizados testes ADF, Causalidade de Granger, Cointegração de Johansen, Exogeneidade, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso. Foi também realizada análise das variâncias das séries por meio de GARCH Multivariado. Os resultados indicam ausência de relacionamento entre essas variáveis no curto prazo; já no longo prazo, as variações nos preços internacionais do petróleo são transferidas menos que proporcionalmente para os preços da soja. As volatilidades são afetadas por choques defasados de um mês.

Mario Antonio Margarido
Instituto de Economia Agrícola
mamargarido@uol.com.br

Frederico Araujo Turolla
Escola Superior de Propaganda e Marketing
fturolla@espm.br

Carlos Roberto Ferreira Bueno
Instituto de Economia Agrícola
crfbueno@iea.sp.gov.br

Recebido em 16/09/2011. Aprovado em 04/11/2013
Avaliado pelo sistema blind review
Avaliador científico: Daniel Carvalho de Rezende

ABSTRACT

The growing importance of biofuels in the world energy matrix has introduced a new issue of theoretical and empirical relevance, namely the increasingly close relation between prices of a growing number of commodities involved in energy production, a subject of high relevance for both agribusiness and energy organizations. This paper analyzed the relation both in terms of volatility and of price transmission among international prices for two commodities, crude oil and soybean grain, for the period between January -1980 and October -2010. It was carried out time series econometrics procedures like ADF testing, Granger causality, Johansen Cointegration, Exogeneity, Vector Error Correction (VEC) model, Forecast Error Variance Decomposition, and Impulse Response Function. It also was evaluated the variance analysis of the series using Multivariate GARCH model. The results indicate absence of relation among these variables in the short term, whereas in the long term, the variations in international oil prices are transferred less than proportionally to soybean prices. Volatilities are affected by shocks lagged of one month.

Palavras-chave: Biocombustíveis. Alimentos. Transmissão de preços. Negócios internacionais. Econometria.

Keywords: Biofuels. Food. Price transmission. International Business. Econometrics.

1 INTRODUÇÃO

A crescente utilização de biocombustíveis na matriz energética mundial introduziu uma nova questão de relevância teórica e empírica na análise econômica: o relacionamento mais próximo entre os preços de um número cada vez maior de *commodities* envolvidas na produção de energia. Se, no passado, a origem da energia tinha forte concentração no petróleo e nas fontes intensivas em recursos hídricos e carvão, nas últimas décadas vem crescendo fortemente a utilização de

biocombustíveis originados da cana-de-açúcar, do milho e até mesmo da soja e de outros produtos de origem vegetal.

Isso corresponde ao aparecimento de diversos substitutos ao petróleo, principalmente biocombustíveis. Há, por outro lado, esforços tecnológicos em curso e com resultados verificáveis que têm impacto positivo nas elasticidades-preço cruzadas entre petróleo e esses bens, sob o ponto de vista dos produtores de energia que demandam esses insumos.

Se, do lado da demanda, petróleo e outras *commodities* tendem a experimentar elasticidades cruzadas

maiores, há também um importante movimento no lado da oferta, ou seja, na função de produção dessas *commodities*. O principal aspecto diz respeito à competição por um insumo-chave, a terra, entre as atividades de produção de *commodities* destinadas ao uso energético e alimentício. A utilização de biocombustíveis na matriz energética está sujeita a algumas restrições, como a disponibilidade de terras, competindo diretamente com os demais usos desse recurso escasso, como a produção de alimentos e de ração para animais. Conforme Khanna, Scheffran e Zilberman (2010, p. 3):

a produção de biocombustíveis em larga escala induz ao *trade-off* entre alimentos *versus* combustíveis, demanda por recursos naturais, tais como a água, e potenciais impactos sobre a qualidade ambiental. Políticas de suporte à produção de biocombustíveis têm implicações distribucionais para consumidores e produtores, setores agropecuários e não agropecuários, comércio global de alimentos e combustíveis, e o preço da terra e de outros recursos escassos.

A maior intensidade do uso da terra na função de produção de combustíveis pode contribuir para uma revisão de uma previsão tradicional da literatura de algumas correntes da Economia, como as derivadas do estruturalismo cepalino, que apontam para um declínio secular da agricultura e dos preços de bens primários. De acordo com esse pensamento, dois são os fatores relacionados com a perda de importância da agricultura no longo prazo. Inovações tecnológicas agropecuárias, principalmente após a primeira guerra mundial, decorrentes da utilização de insumos modernos, resultaram na elevação tanto da produtividade quanto da quantidade ofertada de alimentos, pressionando os preços para baixo. Por outro lado, a demanda por produtos agrícolas se caracteriza por apresentar baixas elasticidades, renda e preço. Pelo lado da demanda, dada essa baixa elasticidade-renda, aumentos de renda são acompanhados por aumentos menos que proporcionais no consumo de alimentos. Também, a diminuição do crescimento da população nos países em desenvolvimento induz ao lento crescimento da demanda por alimentos.

A elevação da renda em países em desenvolvimento nos últimos anos induziu não somente deslocamento positivo da demanda por alimentos, que seria, devido à elasticidade relativamente baixa, menos que proporcional, mas também trouxe elevação da demanda por energia. Enquanto que, no caso dos países desenvolvidos, a relação entre renda *per capita* e gastos com alimentos é inversa, ou seja, quanto maior a renda, menores os gastos com alimentos. Por outro lado, a relação entre renda *per capita* e consumo de energia é direta, isto é, quanto maior o nível de renda maior será o consumo de energia. No

entanto, no caso dos países em desenvolvimento, quando a renda *per capita* começa a se elevar, tanto os gastos com alimentos quanto com energia tendem a se elevar.

O aumento da renda nos países em desenvolvimento no período recente, aliada a escassez na oferta de alimentos resultou no aumento de preços das *commodities*, abrindo, dessa forma, uma janela de oportunidade, atraindo novos investidores, além de investimentos especulativos na agricultura e na aquisição de terras nos países em desenvolvimento. Esse maior entrelaçamento entre os mercados agropecuários e de energia induz ao aumento da volatilidade no primeiro mercado, em especial diante de aumentos dos preços do petróleo para os preços dos grãos, como acontece com a soja e o milho.

O novo papel das *commodities* tem implicações sobre a transferência de capitais voltados para a produção desses bens. Conforme World Investment Report - WIR (2009), o fluxo de Investimentos Diretos Estrangeiros (IDEs) na produção agrícola mundial triplicou entre 1990 e 2007, chegando a US\$3 bilhões. Esses investimentos se destinaram, principalmente, para a importação de alimentos pelos países em desenvolvimento e para atender à crescente demanda de biocombustíveis por parte dos países desenvolvidos. No entanto, ao se considerar toda cadeia do agronegócio, esses investimentos chegaram a US\$40 bilhões.

O IDE nas regiões em desenvolvimento ocorre, principalmente, em culturas com elevado rendimento, como nas culturas para produção de biocombustíveis, com projetos em oleaginosas na África e cana-de-açúcar na América do Sul.

Os investimentos na agricultura tendem a alta especialização em termos regionais. Os países da América do Sul têm atraído IDEs para um amplo espectro de produtos, tais como, trigo, arroz, cana-de-açúcar, frutas, flores, soja, feijão, carnes e aves. Nos países da América Central, as empresas transacionais focam, principalmente em frutas e cana-de-açúcar. A África atrai, principalmente estrangeiros em culturas alimentares, como: arroz, trigo, oleaginosas, mas também, para algodão e cana-de-açúcar no sul da África e floricultura no leste da África. No sul da Ásia, o foco tem sido a produção em larga escala de arroz e trigo, enquanto suas atividades em outras regiões da Ásia se concentram culturas de alto rendimento, carnes e aves. Finalmente, as empresas transnacionais com investimentos nas economias em transição focam produtos lácteos e, mais recentemente, trigo e grãos.

2 OBJETIVOS

Com este trabalho procura-se preencher a lacuna na literatura sobre a avaliação do relacionamento crescente

entre as diversas *commodities* crescentemente envolvidas na produção de energia, e que hoje frequentemente são *commodities* também envolvidas nas cadeias de produção de alimentos. De acordo com Du e McPhail (2012, p. 171-172), “o surgimento da produção em larga escala de biocombustíveis, especialmente o etanol, no mercado de combustíveis dos EUA substancialmente remodela a relação entre energia e agricultura”.

Embora haja uma ampla literatura teórica e empírica sobre transmissão de preços entre produtos agrícolas, que seria redundante resenhar neste trabalho, a literatura carece de trabalhos que tratem especificamente do relacionamento de longo prazo entre preços internacionais de diferentes *commodities* da área de energia, tanto em termos de transmissão de preços quanto de volatilidades, pois a atenção a esses relacionamentos decorrem dos fatos estilizados mais recentes¹. Assim, já existem alguns trabalhos (NAZLIOGLU, 2011; NAZLIOGLU; SOYTAS, 2012; ONOUR; SERGI, 2012), mas o fenômeno ainda se encontra em estágio inicial de escrutínio científico. É nesse sentido que Nazlioglu (2011) aponta que os crescentes comovimentos entre o preço mundial do petróleo e os preços das *commodities* agrícolas têm gerado interesse crescente na determinação de transmissão de preços do petróleo para os de *commodities* agrícolas.

Objetiva-se verificar se há relacionamento de longo prazo entre os preços internacionais do petróleo e soja. Mais especificamente, objetiva-se verificar se essas duas séries temporais convergem para o equilíbrio no longo prazo, além de analisar o relacionamento entre essas variáveis, utilizando o instrumental de modelos de séries temporais, tais como: teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste de Causalidade de Granger, teste de Cointegração de Johansen, teste de Exogeneidade, Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso. Adicionalmente, foi realizada uma análise das variâncias (ou volatilidades) das duas séries, visando dessa forma determinar as possíveis interações entre as volatilidades das respectivas séries. Para tal tarefa foi utilizado o Modelo GARCH Multivariado, sendo que a opção recaiu sobre o modelo BEKK.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Dados Utilizados

Foram utilizadas duas séries temporais, ambas como periodicidade mensal, de jan. 80 a out. 10. A primeira das

¹Por exemplo, Du e McPhail (2012), estudando o relacionamento entre mercados de energia e agrícolas, utilizaram a expressão “por dentro da caixa-preta” no título de seu artigo.

séries corresponde ao preço *Soybeans, U.S. soybeans, Chicago Soybean futures contract (first contract forward) No. 2 yellow and par* e encontra-se em dólares por tonelada métrica. Lembrando que os preços da Bolsa de Chicago servem de referência tanto para o mercado internacional quanto para o mercado dos EUA. A segunda série corresponde ao preço internacional do Petróleo (*Crude Oil (petroleum), Dated Brent, light blend 38 API, FOB Reino Unido*) e encontra-se em dólares por barril, ambas obtidas na base de dados do FMI (INTERNATIONAL MONETARY FUND - IMF, 2012). A série do petróleo e da soja são denominadas de PET e SOY respectivamente. Dado que as séries foram logaritimizadas, visando a obtenção das respectivas elasticidades, as séries foram renomeadas como LPET e LSOY.

3.2 Métodos

Utiliza-se neste trabalho, essencialmente, métodos econométricos de séries temporais. A justificativa para a escolha dessa metodologia é a sua capacidade de permitir a avaliação do relacionamento tanto de curto quanto de longo prazo entre as variáveis.

Os métodos e sua utilização são apresentados a seguir. O primeiro método corresponde aos testes de raiz unitária (testes ADF), que servem para identificar a ordem de integração das séries, um procedimento importante para os passos seguintes. Em seguida, realizou-se o teste de Causalidade de Granger, que avalia a eventual procedência entre essas séries, um relacionamento de curto prazo. O relacionamento de longo prazo entre as variáveis, por sua vez, é analisado através do teste de Cointegração de Johansen, complementado pela análise da exogeneidade que estuda como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. A análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo, utiliza o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Para a modelagem da volatilidade, utilizou-se o método Autorregressivo de Variância Condicional Heterocedástico Generalizado Multivariado, ou GARCH Multivariado, que permite analisar os comportamentos das respectivas variâncias ou volatilidades das séries.

3.3 Procedimentos Econométricos: Raiz Unitária

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme Dickey e Fuller (1979, 1981). No entanto, antes da realização do teste de raiz unitária é

necessário determinar o número de defasagens a ser utilizada em cada fase do teste de raiz unitária. A correta determinação do número de defasagens é de suma importância, pois é necessário garantir que os resíduos das autorregressões dos testes de raízes unitárias sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados dos respectivos testes. Para a determinação do número de defasagens foi utilizado o Critério de Informação de Akaike Corrigido (AICC). O Critério de Akaike Corrigido (AICC), conforme Hurvich e Tsai (1989) é definido como:

$$AICC = \log \left(\left| \hat{\Sigma} \right| \right) + \frac{2r}{(T-r/k)} \quad (1)$$
, sendo que r corresponde ao número de parâmetros estimados, $\hat{\Sigma}$ denota a estimativa de máxima verossimilhança da matriz de variância-covariância (Σ), k representa a dimensão da série temporal. O AICC se caracteriza por ser assintoticamente eficiente tanto para os modelos de regressão, quanto para o caso de modelos de séries temporais, com melhores propriedades estatísticas do que o Critério de Informação de Akaike.

3.4 Teste de Causalidade de Granger

Para verificar possível relacionamento de curto prazo entre as variáveis, foram utilizados testes de Causalidade de Granger, conforme apresentado em Granger (1969). O conceito de causalidade de Granger é diferente do sentido filosófico. A variável A causa a variável B no sentido de Granger, o qual é representado como $A \Rightarrow B$ quando valores passados da variável A ajudam a prever de forma mais precisa o comportamento futuro de B do que se fossem utilizados somente os valores passados de B . Como as variáveis devem ser estacionárias, a ordem de integração das variáveis deve ser determinada antes da realização do teste de Causalidade de Granger.

3.5 Cointegração e Correção de Erro

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen e Juselius (1990). Também, foi utilizado o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo², entre os preços do milho nos EUA e os preços

²Conforme Banerjee et al. (1993, p. 139), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Assim, os "mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente".

internacionais do petróleo. Outros dois instrumentos utilizados foram a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão, a qual mostra em termos percentuais, qual a participação de cada variável na formação do preço da variável em análise diante de um choque não antecipado sobre essa última, além da Função de Resposta de Impulso, a qual mostra a trilha temporal percorrida para cada variável diante de choques não antecipados, tanto sobre a própria variável como "para-choques" originados nas demais variáveis do sistema sobre a variável de interesse. Finalmente, foram utilizados testes de exogeneidade³ para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo⁴.

3.6 Modelagem da Volatilidade

Outro método utilizado consistiu no modelo Autorregressivo de Variância Condicional Heterocedástico Generalizado Multivariado, ou GARCH Multivariado, que permite analisar os comportamentos das respectivas variâncias ou volatilidades das séries.

Conforme Brooks (2002), o modelo GARCH Multivariado é similar aos modelos univariados da família GARCH. A principal diferença em relação aos últimos reside no fato de que, o modelo GARCH Multivariado especifica equações que mostram como as covariâncias se movem conjuntamente ao longo do tempo. Mais especificamente, segundo Harris e Sollis (2003), o modelo GARCH Multivariado deve ser utilizado quando há interesse em quantificar o relacionamento entre duas variáveis, via suas respectivas volatilidades, dado que, a estimação de um modelo ARCH – GARCH para cada variável individualmente, não é o procedimento mais adequado, pois essa estratégia ignora a possibilidade de que pode haver causalidade entre as respectivas variâncias condicionais em ambas as direções, e, nesse

³De acordo com Harris (1995 apud COSTA, 1999, p. 6), os "parâmetros α proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro α está associado) não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo, β . A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage ante a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. A magnitude do parâmetro α indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que ante uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente".

⁴Detalhes sobre co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros em: Brooks (2002), Charemza e Deadman (1999), Enders (2004), Franses (1998), Harris e Sollis (2003), Johansen (1995), Juselius (2006) e Patterson (2000).

caso, não se estaria explorando a verdadeira covariância entre as duas séries.

Uma forma mais efetiva de se “capturar” interações entre as volatilidades de duas ou mais séries temporais consiste na estimação do Modelo GARCH Multivariado, o qual pode ser representado como $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$. Nesse caso, o termo GARCH Multivariado se refere ao modelo para séries temporais multivariadas y_t nas quais as variâncias condicionais de cada série e as covariâncias condicionais entre as séries são estimadas simultaneamente por máxima verossimilhança.

A literatura econométrica apresenta diversas formulações do modelo GARCH Multivariado, entre os quais, destacam-se os modelos VECH, VECH Diagonal e BEKK. Neste estudo, em função de suas vantagens estatísticas em relação aos demais modelos, será utilizado somente o modelo BEKK. O *paper* seminal do modelo BEKK é de autoria de Engle e Kroner (1995). Detalhes sobre o próprio modelo BEKK e demais modelos podem ser encontrados em Brooks (2002), Harris e Sollis (2003) e Tsay (2005).

É necessário enfatizar que, devido à complexidade desse modelo, para simplificar a explanação, supõe-se que há somente dois ativos (milho e petróleo), cujos retornos das respectivas variâncias e covariâncias possam ser modelados.

Especificamente, no caso dos modelos GARCH Multivariados, y_t é um vetor de dimensão $(N \times 1)$, a média condicional de y_t é um vetor μ_t de ordem $(N \times 1)$ e a variância condicional de y_t é uma matriz de ordem H_t de ordem $(N \times N)$. Os elementos da diagonal principal de H_t são os termos de variância e os elementos fora da diagonal de H_t correspondem aos termos de covariância.

A representação do modelo BEKK pressupõe o seguinte modelo para H_t :

$$H_t = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-i}' A_i^{*'} + \sum_{i=1}^p B_i^* H_{t-i} B_i^{*'} \quad (1)$$

onde, A_i^* e B_i^* são matrizes de parâmetros de ordem $(N \times N)$ cada uma e A_0 é uma matriz definida positiva de parâmetros de ordem $(N \times N)$.

No caso de um modelo com duas variáveis $N = 2$ e $p = 1$ e $q = 1$, a forma matricial do modelo é:

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{12,t} & h_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11}^0 & a_{12}^0 \\ a_{12}^0 & a_{22}^0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11}^* & a_{21}^* \\ a_{12}^* & a_{22}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{12,t-1} & h_{22,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11}^* & b_{21}^* \\ b_{12}^* & b_{22}^* \end{pmatrix} \quad (2)$$

Em relação a todos os modelos GARCH Multivariados, é necessário observar que, mesmo para apenas duas variáveis, o número de parâmetros a ser estimados pelo modelo é muito grande, chegando a um total de 21 parâmetros no caso da representação VECH. Isso não é problema, quando a amostra é muito grande. Entretanto, a estimação eficiente dos parâmetros GARCH é via máxima verossimilhança e envolve a maximização da função de verossimilhança. A obtenção da convergência pela otimização dos algoritmos pode ser muito difícil na prática quando grande número de parâmetros é estimado. Além disso, é necessária a imposição de restrições sobre os parâmetros para garantir que as variâncias individuais não sejam negativas, ou seja, assegurar que H_t seja definida positiva, fato que, na prática pode ser muito difícil de alcançar.

A representação Diagonal melhora a representação VECH no sentido de que há menos parâmetros a serem estimados. Essa se baseia na hipótese de que as variâncias e covariâncias individuais são funções dos seus respectivos valores defasados e de seus respectivos resíduos ao quadrado. Enquanto que, no caso de $N = 2$ e $p = 1$ e $q = 1$, essa representação reduz o número de parâmetros a ser estimados de 21 para 9, isso reduz a perda de informações em determinados relacionamentos entre as variâncias e covariâncias individuais. Ainda assim, é necessário impor restrições para assegurar que a matriz H_t seja definida positiva.

A representação BEKK do modelo GARCH Multivariado melhora tanto a representação VECH quanto a Diagonal, dado que quase garante que H_t seja definida positiva. No caso de duas variáveis ($N = 2$) e $p = 1$ e $q = 1$, a representação BEKK requer somente 11 parâmetros a serem estimados. É mais geral do que a representação Diagonal permitindo efeitos de interações que a representação Diagonal não permite. Por exemplo, na representação BEKK as variâncias condicionais individuais $h_{11,t-1}$ e $h_{22,t-1}$ afetam a evolução do termo de covariância $h_{12,t}$.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

O primeiro passo da análise econométrica diz respeito à determinação do número de defasagens. Neste estudo foi utilizado o Critério de Informação de Akaike

Corrigido (AICC). O AICC se caracteriza por ser assintoticamente eficiente tanto para os modelos de regressão, quanto para o caso de modelos de séries temporais, e tem propriedades estatísticas superiores ao Critério de Informação de Akaike. A Tabela 1 demonstra o AICC para as duas variáveis em nível, evidenciando a necessidade de se utilizar duas defasagens nos testes de raiz unitária para as variáveis *LPET* e *LSOY* (Tabela 1).

TABELA 1 – AICC, variáveis em nível, *LPET*, e *LSOY*, janeiro de 1980 a outubro de 2010

Variáveis em nível	Número de Defasagens
<i>LPET</i>	2
<i>LSOY</i>	2

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*

Uma vez determinado o número de defasagens, o próximo passo foi a execução dos testes de raiz unitária do tipo ADF para as duas variáveis em nível. Os resultados para os modelos com tendência e constante, somente com constante e sem tendência e sem constante, para *LPET* mostram que a hipótese nula para presença de raiz unitária não pode ser rejeitada em todos os casos, pois os respectivos *p-values* encontram-se acima de 10% para as duas variáveis (Tabela 2). Para *LSOY*, no caso do modelo com tendência e constante, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, pois seu respectivo *p-value* está acima de 10% do nível de significância. Para o modelo somente com constante, a hipótese nula de raiz unitária somente pode não ser rejeitada ao se considerar o nível de significância de 10%. Dado que o valor da estatística τ_μ encontra-se na fronteira do nível de significância de 10%, optou-se em continuar com o teste de raiz unitária⁵. Para o

⁵Deve-se realçar que os testes de raiz unitária têm baixo poder, pois seus resultados são influenciados pela presença ou não de parâmetros determinísticos, como constante e tendência no modelo estimado.

modelo sem tendência e sem constante, mais uma vez, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada, dado que, a probabilidade de se cometer o *Erro Tipo I*, ou seja, rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser verdadeira é igual a 77,06%, logo, a probabilidade de se rejeitar algo que é verdadeiro é muito elevada (Tabela 2). Portanto, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária.

Dado que as duas variáveis, quando consideradas em nível, têm raiz unitária, o próximo passo consistiu em fazer novamente o teste de raiz unitária ADF, porém, dessa vez, com as variáveis diferenciadas. Novamente é necessário determinar número de defasagens. Os resultados para o Critério de Informação AICC para as variáveis diferenciadas de ordem um, mostram a necessidade de cinco defasagens para cada variável (Tabela 3).

Os testes de raiz unitária, para as duas variáveis diferenciadas e os três respectivos modelos mostram que as respectivas hipóteses nulas de presença de raiz unitária nas séries podem ser rejeitadas. Em outras palavras a probabilidade de se cometer o *Erro Tipo I*, ou seja, rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser verdadeira se encontra abaixo do nível de significância de 1%. Em outras palavras, a probabilidade de se rejeitar algo que é verdadeiro é muito pequena, uma vez que, os respectivos *p-values* se encontram abaixo do nível de significância de 1%, conforme pode ser observado na Tabela 4. Conclui-se que ambas são integradas de ordem um (*I*(1)), ou seja, são diferenças estacionárias (DS); deve-se aplicar uma diferença de ordem 1 sobre cada uma delas para torná-las estacionárias.

Assim como nos casos dos testes de raiz unitária, antes da execução do teste de Causalidade de Granger é necessário determinar o número de defasagens. Os resultados do critério de informação conjunto AICC mostraram a necessidade da inclusão de cinco defasagens na condução do teste de Causalidade de Granger, conforme a Tabela 3, uma vez que, no caso do teste de Causalidade de Granger, as variáveis devem ser estacionárias, foram utilizados os resultados do Critério de Informação AICC com as variáveis diferenciadas.

TABELA 2 – Resultados dos testes ADF, variáveis em nível, *LPET* e *LSOY*, jan. 80 a out. 10

Variável	τ_τ ¹	Pr < τ_τ	τ_μ ²	Pr < τ_μ	τ ³	Pr < τ
<i>LPET</i>	-2.37	0.3945	-1.53	0.5185	0.11	0.7178
<i>LSOY</i>	-2.89	0.1677	-2.58	0.0988	0.29	0.7706

¹ Modelo com tendência e constante; ² Modelo sem tendência, porém com constante; ³ Modelo sem tendência e sem constante. Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

TABELA 3 – AICC, variáveis diferenciadas, *LPET* e *LSOY*, janeiro de 1980 a outubro de 2010

Variáveis diferenciadas	Número de Defasagens
<i>LPET</i>	5
<i>LSOY</i>	5

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

De acordo com os resultados dos testes de Causalidade de Granger, a hipótese nula de que *LPET* não causa *LSOY* não pode ser rejeitada, uma vez que, a probabilidade de se cometer o *Erro Tipo I*, ou seja, rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser verdadeira é muito elevada, mais precisamente 29,31%. Portanto, não se rejeita a hipótese nula de que os preços internacionais do petróleo não causam-*Granger* os preços internacionais da soja. Por outro lado, a hipótese nula de que *LSOY* não causa *LPET*, também não pode ser rejeitada, uma vez que, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira é igual a 20,04%, ou seja, a probabilidade de se rejeitar algo que é verdadeiro é muito elevada. Portanto, não se rejeita a hipótese nula e rejeita-se a hipótese alternativa, e, como resultado *LSOY* não causa-*Granger* *LPET*, ou seja, os preços internacionais da soja não causam os preços internacionais do petróleo (Tabela 5). Com isso, há ausência de causalidade em ambos os sentidos.

Aqui há uma primeira observação interessante sobre os resultados. Dado que os testes de Causalidade de Granger devem ser conduzidos com as variáveis

estacionárias, isso implica que na sua estimação, os elementos de longo prazo das séries são desconsiderados, prevalecendo dessa forma, somente os elementos de curto prazo das séries. Nesse caso, os resultados dos testes de Causalidade de Granger mostram que, no curto prazo, nem os preços internacionais do petróleo causam-*Granger* os preços internacionais da soja nem ocorre o contrário. A expectativa é que as variações nos preços da soja não causem variações nos preços do petróleo, pois comparativamente, o petróleo é um insumo muito mais relevante para a economia de um país do que a soja, e isso foi corroborado pelo resultado obtido, uma vez que, os preços da soja não causam os preços do petróleo.

No entanto, seria de se esperar que variações nos preços do petróleo causassem variações nos preços da soja, pois o petróleo entra como insumo na produção de defensivos agrícolas, sendo que a cultura da soja utiliza muito herbicida no seu processo de produção. Os resultados mostraram que variações nos preços do petróleo não causam variações dos preços da soja, possivelmente, isso reflita as características intrínsecas da produção agrícola conforme preceitua o Modelo de Nerlove (1958). Em linhas gerais, o modelo de Nerlove (1958) supõe a impossibilidade da produção agrícola, e consequentemente dos preços, se ajustarem as variações nos preços dos próprios produtos, produtos concorrentes e insumos utilizados na produção agrícola no curto, logo, o ajuste completo somente pode ocorrer no longo prazo, justificando dessa forma, que não há causalidade entre as variáveis no curto prazo.

TABELA 4 – Resultados ADF, variáveis diferenciadas de ordem um, *LPET* e *LSOY*, jan. 80/ out. 10

Variável	τ_{τ}^1	$\text{Pr} < \tau_{\tau}$	τ_{μ}^2	$\text{Pr} < \tau_{\mu}$	τ^3	$\text{Pr} < \tau$
<i>LPET</i>	-12.38	<.0001	-12.31	<.0001	-12.32	<.0001
<i>LSOY</i>	-11.72	<.0001	-11.71	<.0001	-11.71	<.0001

¹ Com tendência e constante; ² Sem tendência, porém com constante; ³ Sem tendência e sem constante.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

TABELA 5 – Testes de Causalidade de Granger, variáveis diferenciadas, *LPET* e *LSOY*, jan. 80/out.10

Teste	Hipótese nula	Teste π	Graus de liberdade	Probabilidade
1	<i>LPET</i> não causa <i>LSOY</i>	6.14	5	0.2931
2	<i>LSOY</i> não causa <i>LPET</i>	7.28	5	0.2004

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

Sendo assim, possivelmente, deve ocorrer relacionamento de longo prazo entre os preços internacionais da soja e os preços internacionais do petróleo, ou seja, possivelmente, essas variáveis devem convergir para uma posição de equilíbrio no longo prazo, isto é, cointegram. Portanto, o próximo passo será a estimação do modelo de cointegração para confirmar se essas variáveis possuem ou não relacionamento de longo prazo.

O teste de cointegração de Johansen⁶ constatou que em nível de 5,0% para o Caso 2⁷, não há nenhum vetor de cointegração, pois a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração, não pode ser rejeitada, uma vez que o valor crítico de $\lambda_{\text{traço}}$ é superior ao seu respectivo valor calculado (Tabela 6). Logo, o modelo representado pelo Caso 2 pode ser descartado. Já, em relação ao Caso 3⁸, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração pode ser rejeitada, dado que o respectivo valor calculado de $\lambda_{\text{traço}}$ é superior ao seu respectivo valor crítico em nível de 5%. A seguir, testou-se a hipótese nula de que há um vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de que há pelo

menos dois vetores de cointegração. Dessa vez, a hipótese nula não foi rejeitada, pois o valor calculado de $\lambda_{\text{traço}}$ é inferior ao seu respectivo valor tabelado em nível de significância de 5% (Tabela 7). Portanto, nesse sistema há somente um vetor de cointegração quando se considera que o modelo tenha constante no VEC e tendência no termo de correção de erro (ou espaço de cointegração).

Outro aspecto a ser realçado é que, a partir dos resultados do teste de cointegração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isso é feito por meio da análise dos coeficientes das variáveis relativas à primeira equação de cointegração normalizada. Nesse caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base o valor da estimativa do coeficiente de *LSOY*, logo, o valor da estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Portanto, *LSOY* representa a variável de saída (endógena) do sistema enquanto que, *LPET* é considerada de entrada (exógena). Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com o sinal invertido para *LPET* na última coluna da direita da Tabela 8, uma vez que, na equação de cointegração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

Dado que as variáveis cointegram, isso implica que essas variáveis convergem para o equilíbrio no longo prazo. Com duas variáveis e um vetor de cointegração, deve-se estimar um VEC. As estimativas dos parâmetros de longo prazo do VEC mostraram que, variações nos preços

⁶Nesse teste, a variável normalizada foi *LSOY*.

⁷Não há um *drift* (ou constante) no $VEC(p)$, porém a constante entra somente via termo de correção de erro.

⁸Há um *drift* separado e nenhuma tendência linear na forma do $VEC(p)$.

TABELA 6 – Resultados do Caso 2 estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LPET* e *LSOY*, jan. 80/out. 10

H_0:	H_1	<i>Eigenvalue</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0.0400	16.85	19.99		
1	1	0.0049	1.81	9.13		

¹Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

TABELA 7 – Resultados Caso 3 estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LPET* e *LSOY*, jan. 80/out. 10

H_0:	H_1	<i>Eigenvalue</i>	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência Linear
0	0	0.0399	16.58*	15.34		
1	1	0.0043	1.60	3.84		

¹Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

internacionais do petróleo são transferidas menos que proporcionalmente, em torno de 36,43% para os preços internacionais da soja, mostrando que a relação é inelástica no longo prazo (Tabela 8).

Esperar-se-ia que essa inelasticidade fosse mais próxima da unidade, no entanto, é necessário enfatizar que a questão entrelaçando alimentos e bioenergia é relativamente recente e o período de análise é relativamente longo em termos temporais. Em linhas gerais, ao se analisar a economia mundial no período de 2001 até setembro de 2008, observa-se um quadro de acentuado crescimento econômico, em especial dos países asiáticos, com destaque para a China. Esse aquecimento da economia mundial elevou a demanda por matérias-primas e insumos, e, conseqüentemente, condicionou expressivo aumento dos preços das *commodities* agrícolas e não agrícolas. Essa elevação dos preços internacionais das *commodities* foi tão expressiva que atingiram preços nunca antes alcançados na história.

Adicionalmente, esse efeito ascendente dos preços das *commodities* foi exacerbado pelo fato de que diversos países, com ênfase nos países asiáticos, e, mais precisamente a China, implementaram políticas que contribuíram no sentido de elevar seus respectivos níveis de renda doméstica, fato esse que elevou a demanda por alimentos, especialmente de proteína animal, e conseqüentemente, de grãos e oleaginosas, as quais são a base para produção de ração, que, por sua vez é o principal alimento para o gado, frango e suínos, resultando na elevação dos preços mundiais das *commodities*.

Dada a trajetória ascendente dos preços do petróleo no período em questão, os EUA passaram a incentivar a produção de etanol combustível a partir do milho, com objetivos tanto ambientais (queima de combustíveis fósseis) quanto estratégicos (reduzir a dependência do petróleo importado). Mais especificamente, conforme Serra et al. (2010), o estímulo dos EUA ao etanol a partir do milho inicia-se efetivamente em 1978. No entanto, “adicional incentivo para a produção e demanda de etanol nos EUA veio do *Renewable Fuel Standard (RFS)* promulgado em lei em 2005 pelo *US Energy Policy Act* de 2005 e complementado pelo *Energy Independence Security Act* de 2007. Espera-se que o programa *RFS* contribua

substancialmente para a expansão da indústria de etanol” (USDA, 2008 apud SERRA et al., 2010, p. 57). Ainda, de acordo com Renewable Fuels Association (2009 apud SERRA et al., 2010), o mercado de etanol nos EUA evoluiu de 2,8 bilhões de galões em 2003 para 9 bilhões em 2008.

Assim, são relevantes os efeitos, em termos globais, da política norte-americana e, desde 2007, do *Energy Independence Security Act* de 2007, o qual consiste em um programa de estímulo à produção de etanol a partir do milho. Esse programa visa à utilização de etanol à base milho para ser adicionado à gasolina em substituição ao éter metil terc-butílico como aditivo. Os EUA são os líderes no consumo de etanol. Pelo lado da produção, os EUA são os maiores produtores mundiais de etanol desde 2004, sendo que Brasil e EUA conjuntamente representam 90,0% da produção mundial de etanol. Quanto ao biodiesel, o destaque fica por conta da União Europeia, a qual é a maior produtora mundial desse combustível renovável. No entanto, é necessário realçar que o Brasil também está implementando um programa na área de biodiesel, denominado de Programa Nacional de Biodiesel, e a principal fonte de matéria-prima para produção de biodiesel é a soja. Também, China e Índia objetivam elevar a produção de biocombustíveis, visando menor dependência do petróleo importado.

Portanto, a demanda por milho ficou ainda mais acirrada em função da sua utilização também como matéria-prima para produção de etanol. Dado que os EUA não possuem mais fronteira agrícola, o aumento da produção de milho somente pode ocorrer via diminuição de área de outras culturas voltadas para o mercado de alimentos⁹, entre elas, a área plantada com soja. Essa redução da oferta de alimentos diante de um aumento da demanda generalizada por biocombustíveis tende a elevar os preços

⁹Uma alternativa seria a introdução de inovações tecnológicas que permitissem elevar a produtividade do processo de produção do milho. Elevar a produtividade significa aumentar a produção utilizando a mesma quantidade de insumos ou então produzir a mesma quantidade, porém, como menor quantidade de insumos. A produtividade do milho para a produção de etanol é relativamente baixa, por exemplo, em relação à produção de etanol a base da cana-de-açúcar, tanto é assim, estão sendo feitos investimentos na produção dos denominados biocombustíveis de segunda geração a base de celulose.

TABELA 8 – Coeficientes de curto e longo prazo do VEC, *LPET* e *LSOY*, jan. 80/out. 10

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>LPET</i>	0.02743	-0.36430
<i>LSOY</i>	-0.04662	1.00000

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

dos alimentos, ou seja, existem vasos comunicantes que interligam os mercados de alimentos e de bioenergia, sendo que esse relacionamento entre esses dois mercados ficou mais intenso somente no período mais recente.

Adicionalmente, é necessário realçar que diversos países, entre eles o Brasil, estão estimulando a produção e utilização de biodiesel. No caso do Brasil, a produção de biodiesel tem como matéria-prima a soja, o que compete com a soja para a produção de farelo para a produção de proteína animal, e, assim, pressiona os preços.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, os resultados do modelo VEC, mostram que o valor para a variável preço da soja é igual a -0.04662 (Tabela 8). O sinal negativo indica que desequilíbrios transitórios nos preços internacionais da soja são corrigidos lentamente, ou seja, a uma taxa de 4,66 em cada período, implicando que o retorno desse mercado para uma situação de equilíbrio é relativamente demorada.

Tal resultado, aparentemente, pode ser justificado pelo fato de que o mercado internacional de soja é concentrado, isto é, há poucos relevantes países exportadores desse produto, além do que, somente os EUA têm *market share* de pouco mais de 43%. Sendo assim, quando um desses países apresenta algum tipo de restrição de oferta do produto no mercado internacional, em especial os próprios EUA, essa lacuna não pode ser preenchida por outros países rapidamente, daí a pequena magnitude do coeficiente de desequilíbrio transitório. Também, é necessário lembrar que apesar de ser o maior exportador mundial, expressiva parcela da produção de soja dos EUA é consumida domesticamente. Na média, para o período de

2006/07 a 2009/10, do total de milho produzido pelos EUA, somente 41,44% foi exportado, sendo que o restante foi consumido internamente pelas indústrias de rações e alimentos.

A partir de dados do United States Department of Agriculture - USDA (2011), foram calculadas as participações médias percentuais dos principais países exportadores de soja para o período de 2006/07 a 2009/10. Em ordem decrescente tem-se: EUA (43,10%), Brasil (33,65%), Argentina (13,18%), Paraguai (5,04%), Canadá (2,60%) e Outros (2,63%). Além disso, foram calculados dois índices de concentração, visando dessa forma, confirmar que o referido mercado é concentrado. O índice de concentração CR4, o qual é o resultado da soma percentual dos quatro maiores exportadores de soja atingiu 94,97%. O índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), o qual, segundo Viscusi, Vernon e Harrington Junior (1995, p. 150) tem “a vantagem de incorporar mais informação sobre o tamanho da distribuição dos vendedores do que os simples índices de concentração”. O HHI¹⁰ tem valor máximo igual a 10.000 e nesse caso há somente um vendedor no mercado (monopólio). Apesar do valor obtido para o HHI ser igual a 3.202,85, valor esse relativamente distante de 10.000, ainda assim, pode-se afirmar que esse mercado apresenta elevado nível de concentração (Tabela 9).

¹⁰O HHI é calculado da seguinte forma conforme apresentado em Viscusi, Vernon e Harrington Junior (1995, p. 150), “s_i denota o percentual da firma *i* no total de vendas da indústria (isto é, seu *market share*), então, o HHI é definido como $HHI = (100s_1)^2 + (100s_2)^2 + \dots + (100s_n)^2$ onde *n* é igual ao número de firmas”.

TABELA 9 – Quantidade de Soja Exportada, Mercado Internacional, 2006/07 a 2009/10

País/Ano	2006/07	2007/08	2008/09	2009/10	Média do Período	Média Percentual do Período
Estados Unidos	30386	31538	34817	40852	34398.25	43.10
Brasil	23485	25364	29987	28578	26853.5	33.65
Argentina	9560	13839	5590	13088	10519.25	13.18
Paraguai	3907	4585	2234	5350	4019	5.04
Canadá	1683	1753	2206	2668	2077.5	2.60
Outros	1840	1695	2206	2668	2102.25	2.63
Total Mundial	70816	78774	76851	92783	79806	100.00
Índices de Concentração de Mercado						
Índice C4	94.97			Herfindahl-Hirschman (HHI)		3202.85

Unidade: milhares de Toneladas Métricas.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos USDA (2011).

Em relação ao parâmetro de curto prazo associado à variável petróleo, o seu respectivo sinal é positivo. Esse resultado pode estar associado ao fato de que a variável preço internacional do petróleo é fracamente exógena.

Visando confirmar se os preços internacionais do petróleo estão descolados dos preços internacionais da soja, mas que, os preços da soja são influenciados pelos preços internacionais do petróleo, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros, para averiguar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo.

Os resultados mostram que a hipótese nula - que os preços da soja nos EUA não reagem às mudanças (isto é, são fracamente exógenos) na relação de equilíbrio de longo prazo - foi rejeitada, pois há menos de 1% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula, ou seja, cometer o Erro Tipo I, quando ela é verdadeira. Isso indica que a variável *LSOY* não é fracamente exógena relativamente a *LPET*, ou seja, os preços internacionais do petróleo influenciam o comportamento dos preços internacionais da soja (Tabela 10).

O mesmo não foi constatado para a variável *LPET* em relação à *LSOY*, uma vez que, a probabilidade de rejeitar a hipótese nula de que os preços internacionais do petróleo não reagem às mudanças (ou seja, são fracamente exógenos) na relação de equilíbrio, não foi rejeitada, uma vez que, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula é igual a 21,74%. Logo, os preços internacionais do petróleo são fracamente exógenos em relação aos preços internacionais da soja. Portanto, os preços internacionais do petróleo não são influenciados pelos preços internacionais da soja. Por isso, não há informação relevante na equação de *LSOY* que torne mais eficiente as estimações da equação de *LPET* (Tabela 10). Isso quer dizer que é mais eficiente estimar somente uma equação do que um sistema com duas equações. Esses resultados corroboram o sinal positivo encontrado para o associado à variável *LPET* encontrado no VEC, conforme a Tabela 8.

A Tabela 11 representa os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as duas variáveis¹¹. A segunda coluna da Tabela 11 representa

os períodos, que nesse caso estão expressos em números de meses. Neste trabalho, admite-se que um choque não antecipado sobre qualquer uma das variáveis analisadas perdure no máximo vinte e quatro meses. No caso da variável *LSOY*, a terceira coluna capta o percentual da variância dos erros de previsão¹² em função de choques não antecipados sobre essa variável, isto é, mede qual o efeito que um choque não antecipado sobre *LSOY* tem sobre ela mesma ao longo do tempo. A quarta coluna demonstra os percentuais das variâncias dos erros de previsão de *LSOY* que são atribuídas às variações em *LPET*. A partir da Tabela 11, verifica-se que, decorridos 24 meses, após um choque não antecipado sobre *LSOY*, 86,48% da variância dos erros de previsão de *LSOY* são atribuídos a ela própria, enquanto que, os restantes 13,51% da sua decomposição da variância dos erros de previsão devem-se a *LPET*. Nesse caso, verifica-se que, choques não antecipados sobre os preços da soja tendem a perder relevância com o passar do tempo, enquanto que, os preços internacionais do petróleo passam a ter maior participação sobre os preços internacionais da soja. Esse resultado está de acordo com as expectativas, uma vez que, a viabilidade econômica da utilização do biodiesel à base de soja e da própria soja para produção de farelo depende dos preços do petróleo.

Em relação à variável *LPET*, um choque não antecipado sobre ela, mostra que, decorridos 24 meses após esse choque inicial, 89,59% da decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional do petróleo devem-se a ela mesma, enquanto que, os restantes 10,40% da sua decomposição da variância dos erros de previsão devem-se aos preços internacionais da soja (Tabela 12).

¹¹Conforme Margarido (2000, p. 132-133), "a decomposição dos erros de previsão mostra o comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis econômicas. Mais especificamente, este instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente, ou seja, revela em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema".

¹²É preciso enfatizar que para evitar que as inovações sejam correlacionadas, as matrizes foram diagonalizadas via decomposição de Cholesky. Detalhes sobre esse método podem ser encontrados em Bliska (1990) e Margarido et al. (2004).

TABELA 10 – Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo (α) *LPET* e *LSOY*

Variável	χ^2	Graus de Liberdade	P-Value
<i>LSOY</i>	10.67	1	0.0011
<i>LPET</i>	1.52	1	0.2174

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

TABELA 11 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em % para *LSOY* e *LPET*

Variável	Lead	<i>LSOY</i>	<i>LPET</i>
<i>LSOY</i>	1	1.00000	0
	6	0.99851	0.00149
	12	0.97492	0.02508
	18	0.92542	0.07458
	24	0.86485	0.13515

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF Statistics.

TABELA 12 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em %, *LSOY* e *LPET*

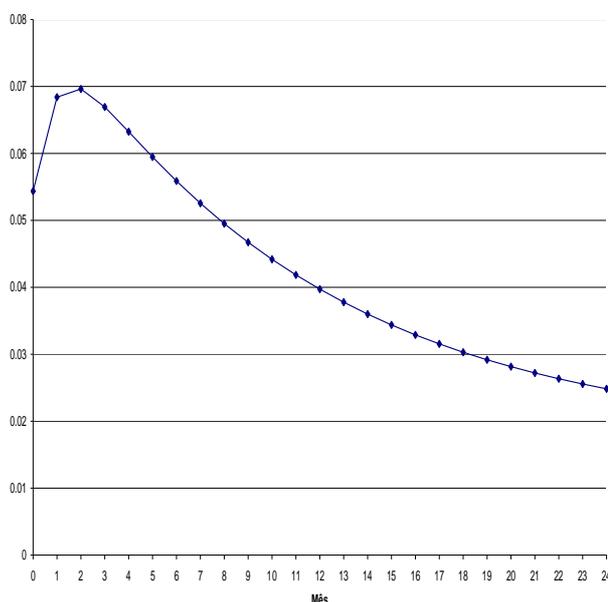
Variável	Lead	<i>LSOY</i>	<i>LPET</i>
<i>LPET</i>	1	0.01705	0.98295
	6	0.03828	0.96172
	12	0.06361	0.93639
	18	0.08582	0.91418
	24	0.10404	0.89596

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF Statistics.

Como esperado, choques não antecipados sobre os preços internacionais do petróleo são pesadamente influenciados pelos próprios preços do petróleo e pouco influenciados pelos preços internacionais da soja.

Em relação às respectivas funções de resposta de impulso, um choque não antecipado de *LSOY* sobre ela própria mostra três fases distintas. Inicialmente, a função de resposta de impulso ascende rapidamente no período entre o início do choque e um mês após a incidência do choque não antecipado, caracterizando um *overshooting*. No período compreendido entre o primeiro e segundo mês após o choque inicial não antecipado, os preços da soja continuam a se elevar, porém, a taxas decrescentes até atingir seu ponto máximo, o qual corresponde ao segundo mês após o choque inicial. A partir desse ponto, os preços da soja apresentam trajetória descendente, porém, num ritmo lento até se estabilizarem em torno do vigésimo quarto mês após a incidência do choque inicial não antecipado (Figura 1). A trajetória apresentada pelos preços da soja em decorrência de choque no próprio mercado de soja caracteriza um comportamento autorregressivo como era esperado. Ou seja, diante de um choque não antecipado no mercado de soja, seus preços inicialmente se elevam e atingem um ponto máximo, e, a partir daí começam a decair, sendo que, esse

decaimento capta o fato de que, ao longo do tempo, os agentes econômicos se ajustam após esse choque inicial.

**FIGURA 1** – FRI Soja - EUA – próprios preços (24 meses)
Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF Statistics.

Como esperado, os preços internacionais do petróleo apresentam comportamento autorregressivo, ou seja, choques não antecipados sobre os preços internacionais do petróleo inicialmente induzem ao rápido crescimento dos preços no período entre o choque e um mês após o choque inicial. Os preços continuam a se elevar, porém, em menor ritmo entre o primeiro e segundo mês após o choque inicial atingindo seu ponto máximo. A partir daí, os preços do petróleo iniciam um período de lenta queda até se estabilizarem em torno do vigésimo quarto mês após o choque inicial, porém, num patamar superior ao do período anterior ao choque. Possivelmente, isso se deva ao fato de que o petróleo é um insumo com baixa elasticidade, ou seja, a sua substituição por outros insumos energéticos demanda tempo e também dos seus respectivos preços relativos (Figura 2).

A Figura 3 demonstra a função de resposta de impulso dos preços da soja em função de choques não antecipados nos preços internacionais do petróleo. Após o choque não antecipado dos preços do petróleo sobre os preços da soja, esses últimos declinam até o primeiro mês após a incidência desse choque inicial. No período entre o

primeiro e segundo mês após o choque inicial, os preços se mantêm estáveis. A partir do segundo mês após a incidência do choque inicial, os preços internacionais da soja apresentam tendência ascendente até se estabilizarem em torno do vigésimo quarto mês. Possivelmente, esse comportamento ascendente da função de resposta de impulso esteja relacionado ao fato de que no período analisado, os preços do petróleo apresentaram comportamento ascendente. E dada a dependência dos EUA em relação ao petróleo importado, essa elevação é transmitida para os preços internacionais da soja, pois a demanda por soja se eleva, uma vez que, além de ser utilizada na produção de ração e alimentos, passa a ser outra opção para a produção de biodiesel, pressionando ainda mais o preço da soja no mercado internacional.

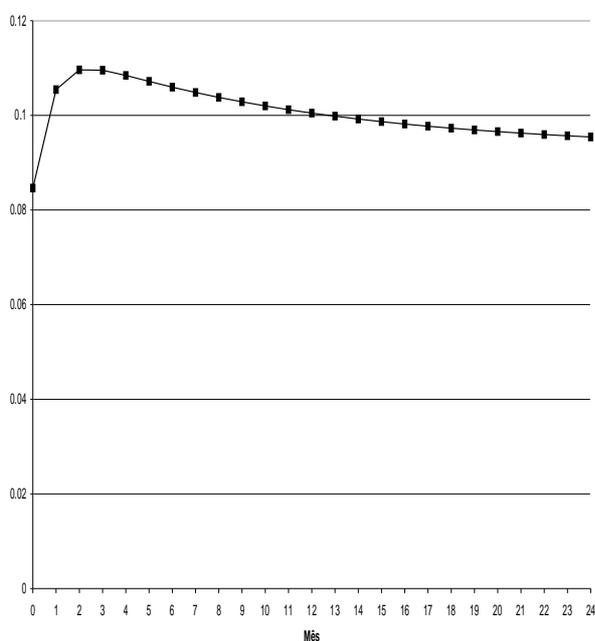


FIGURA 2 – FRI Petróleo – próprios preços (24 meses)
Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF Statistics.

A Tabela 13 apresenta os resultados do modelo GARCH Multivariado com representação BEKK.

Dado que, os coeficientes individuais do modelo GARCH Multivariado não podem ser interpretados diretamente, torna-se necessário utilizar o formato matricial apresentado na fórmula 2. A partir dessas matrizes são construídas as equações para, posteriormente, analisar os valores dos coeficientes estimados. Porém, antes é

necessário realçar que $h_{ij,t-p}$, $i, j = 1, 2$ mostram as volatilidades diretas e indiretas entre os preços da soja e do petróleo, enquanto que, os parâmetros associados a $\varepsilon_{i,t-1}$ e $\varepsilon_{1,t-1}$, $\varepsilon_{2,t-1}$ mostram como as respectivas volatilidades dos dois preços são afetadas por choques não antecipados nos mercados. A partir das matrizes apresentadas em (2) foram geradas as equações abaixo, sendo que o símbolo (*) mostra que o parâmetro é estatisticamente significativo.

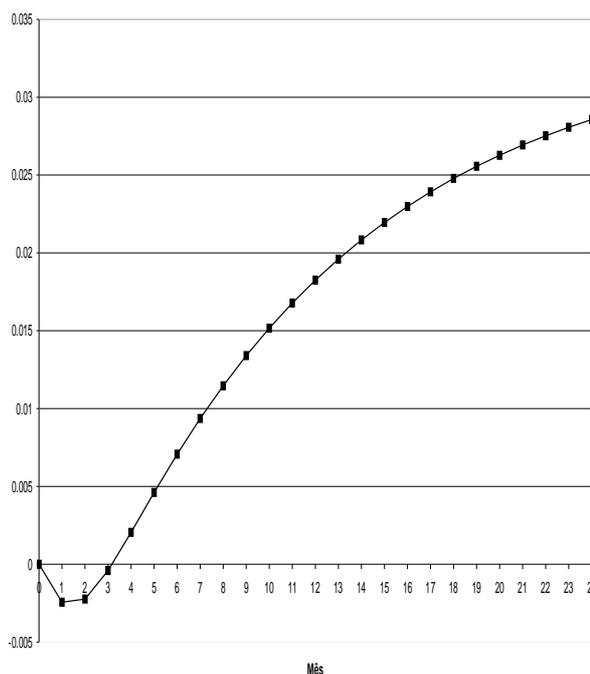


FIGURA 3 – FRI soja – petróleo (24 meses)
Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF Statistics.

No caso da equação 1, os resultados mostram que a volatilidade dos preços do petróleo no período t ($h_{ij,t-1}$) não é diretamente afetada pela volatilidade no próprio mercado do petróleo defasado de um período ($h_{ij,t-1}$), contrariando as expectativas. Os resultados também mostram que a volatilidade do preço do petróleo no período t não é afetada diretamente nem indiretamente pela volatilidade do preço da soja no período $t-1$. Esse resultado já era esperado, pois está em consonância com os resultados dos testes de exogeneidade, os quais mostram que os preços do petróleo são fracamente exógenos em relação aos preços da soja. Isso quer dizer que os preços do petróleo não variam em função de variações de preços da soja. Ainda com relação à equação (1), os resultados

TABELA 13 – Estimativas do Modelo GARCH Multivariado, representação BEKK

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da Estimativa	Teste <i>t</i>	<i>P-value</i>
GARCH1_1	0.06365	0.04880	1.30	0.1929
GARCH1_2	0.00536	0.00350	1.53	0.1261
GARCH2_2	0.05279	0.04019	1.31	0.1898
ARCH1_1_1	0.69223	0.10711	6.46	0.0001
ARCH1_2_1	0.13561	0.10665	1.27	0.2043
ARCH1_1_2	0.00584	0.05431	0.11	0.9144
ARCH1_2_2	0.29288	0.10842	2.70	0.0072

* Significativo em nível de 1%. ** Significativo em nível de 10%.

Fonte: Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do IMF *Statistics*.

$$h_{11,t} = 0.004051h_{11,t-1} + 0.000682h_{12,t-1} + 2.87296E - 05 h_{22,t-1} + 0.479182373\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.187746621\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0.018390072\varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (1)$$

$$h_{22,t} = 2.87296E - 05h_{11,t-1} + 0.000565909h_{12,t-1} + 0.002786784h_{22,t-1} + 3.41056E - 05\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.003420838\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0.085778694\varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (2)$$

$$h_{12,t} = 0.000341h_{11,t-1} + 0.003389h_{12,t-1} + 0.00336h_{22,t-1} + 0.004043\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0.203532\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 0.039717\varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (3)$$

mostram que a volatilidade dos preços do petróleo no período t é afetada por choques não antecipados nos preços do petróleo no período $t-1$ ($\varepsilon_{1,t-1}^2$), conforme já era esperado. Também, mostram que a volatilidade dos preços do petróleo no período atual não é afetada diretamente ($\varepsilon_{2,t-1}^2$) nem indiretamente ($\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}$) por choques não antecipados nos preços da soja no período $t-1$, resultado esse que já era esperado.

No caso da equação (2), os resultados mostram que a volatilidade dos preços da soja no período t não é afetada nem pela volatilidade da própria soja quanto do petróleo, ambos defasados de um período. A volatilidade dos preços da soja no período atual somente é afetada por choques não antecipados no próprio preço da soja em $t-1$ ($\varepsilon_{2,t-1}^2$).

5 CONCLUSÕES

Avaliou-se empiricamente neste trabalho o relacionamento entre as diversas *commodities* crescentemente envolvidas na produção de energia, e que hoje frequentemente são *commodities* também envolvidas nas cadeias de produção de alimentos.

O maior entrelaçamento entre os mercados agropecuários e de energia em razão da produção de combustíveis renováveis afetam os preços agropecuários de duas formas. Em primeiro lugar, elevam os custos de

produção do segmento agropecuário, além de tornar os preços agropecuários mais voláteis. Em segundo lugar, há um efeito substituição, pois, em função dos preços relativos, os produtores agrícolas substituem a produção de alimentos por biocombustíveis. Em escala global, essa situação pode gerar ganhos extras aos produtores agrícolas, revertendo à tendência secular de perda de relevância da agricultura, porém, por outro lado, pode elevar ao aumento de preços dos alimentos, prejudicando, dessa forma, os consumidores, principalmente, dos países em desenvolvimento, e, conseqüentemente, possíveis problemas de segurança alimentar nesses países.

Os resultados dos testes de Causalidade de Granger mostram que não há relacionamento de curto prazo entre os preços internacionais do petróleo e da soja. No entanto, o resultado do teste de cointegração de Johansen mostra que há relacionamento de longo prazo, porém, a transmissão de preços é inelástica, ou seja, variações nos preços internacionais do petróleo são transmitidas menos que proporcionalmente para os preços da soja. Os resultados dos testes de exogeneidade mostram que os preços do petróleo são fracamente exógenos em relação aos preços da soja, enquanto que, os preços da soja não são fracamente exógenos, isso significa que os preços da soja são afetados

por variações nos preços do petróleo, conforme confirmado pelo teste de cointegração.

Esperava-se elasticidade de transmissão de preços ainda mais elevada entre os dois mercados; e também que haveria transmissão tanto direta quanto indireta das volatilidades dos preços do petróleo para a volatilidade dos preços da soja. Possivelmente, essas expectativas não se concretizaram em razão do fato de que o estímulo em relação à utilização de combustíveis é relativamente recente, exceto no caso do Brasil, onde a utilização do etanol como combustível se iniciou nos anos setenta, sendo que, o programa do álcool somente começou a deslançar com a inovação tecnológica introduzida pela utilização dos carros *flex fuel*. Assim, a tendência é que, com o aumento da janela de observações em escala global, o relacionamento tende a ficar mais importante.

Em relação às respectivas volatilidades, os resultados do modelo GARCH Multivariado mostram as volatilidades dos preços do petróleo e da soja são afetadas por choques não antecipados defasados de um período em seus respectivos mercados.

A expectativa era que a elasticidade de transmissão de preços entre os dois mercados fosse mais elevada, e que haveria transmissão tanto direta quanto indireta das volatilidades dos preços do petróleo para a volatilidade dos preços da soja. Possivelmente, essas expectativas não se concretizaram em razão do fato de que o estímulo em relação à utilização de combustíveis é relativamente recente, exceto no caso do Brasil, onde a utilização do etanol como combustível se iniciou nos anos setenta.

Diante desse cenário, no futuro, sem inovações tecnológicas contundentes, a perspectiva é de aumento na produção de biocombustíveis, com possíveis efeitos negativos da produção de alimentos. Nos EUA, por exemplo, objetiva-se o aumento da produção de etanol à base de milho com a conseqüente expansão da área de milho em detrimento da área de soja, fato esse que poderá elevar ainda mais os preços da soja no mercado internacional. Esse aumento do preço da soja induzirá o Brasil a expandir a área para a produção de soja em direção a áreas nativas, podendo causar sérios problemas ambientais, tanto no bioma do cerrado quanto na região amazônica.

Sendo assim, espera-se que em trabalhos futuros, a elasticidade de transmissão e os preços se elevem entre petróleo e da soja e que as volatilidades entre os preços do petróleo e da soja se intensifiquem. Contudo, a relevância da questão enseja uma maior exploração teórica e empírica desses relacionamentos na literatura, recomendando esforços futuros de pesquisa nessa direção.

6 REFERÊNCIAS

- BANERJEE, A. et al. **Cointegration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. New York: Oxford University, 1993. 329 p. (Advanced Texts in Econometrics).
- BLISKA, F. M. M. Formação de preços de carne bovina: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 37, n. 3, p. 41-59, 1990.
- BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University, 2002. 701 p.
- CHAREMZA, W. W.; DEADMAN, D. F. **New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. 2nd ed. London: E. Elgar, 1999. 344 p.
- COSTA, S. M. A. L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...** Brasília: SOBER, 1999. 1 CD-ROM.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of The American Statistical Association**, New York, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.
- DU, X.; MCPHAIL, L. L. Inside the black box: the price linkage and transmission between energy and agricultural markets. **The Energy Journal**, Oxford, v. 33, n. 2, p. 171-194, 2012.
- NDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. New York: J. Wiley, 2004. 460 p.
- ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. **Econometric Theory**, Chicago, v. 11, p. 122-150, 1995.
- FRANSES, P. H. **Time series models for business and economic forecasting**. Cambridge: Cambridge University, 1998. 280 p.

- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, p. 424-438, 1969.
- HARRIS, R. I. D.; SOLLIS, R. **Applied time series modeling and forecasting**. Oxford: J. Wiley, 2003. 302 p.
- HURVICH, C. F.; TSAI, C. L. Regression and time series model selection in small samples. **Biometrika**, London, v. 76, n. 2, p. 297-307, 1989.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. **IMF primary commodity prices**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>>. Acesso em: 12 mar. 2012.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford University, 1995. 267 p. (Advanced Texts in Econometrics).
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- KHANNA, M.; SCHEFFRAN, J.; ZILBERMAN, D. Bioenergy economics and policy: introduction. In: KHANNA, M.; SCHEFFRAN, J.; ZILBERMAN, D. (Ed.). **Handbook of bioenergy economics and policy**. New York: Springer, 2010. p. 55-72.
- MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. 2000. 173 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2000.
- MARGARIDO, M. A. et al. Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Pesquisa e Debate**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 69-106, 2004.
- NAZLIOGLU, S. World oil and agricultural commodity prices: evidence from nonlinear causality. **Energy Policy**, Surrey, v. 39, n. 5, p. 2935-2943, 2011.
- NAZLIOGLU, S.; SOYTAS, U. World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging market. **Energy Economics**, Guildford, v. 33, n. 3, p. 488-496, 2011.
- NERLOVE, M. **The dynamics of supply: estimation of farmers response to price**. Baltimore: J. Hopkins, 1958.
- ONOUR, I. A.; SERGI, B. S. Wheat and corn prices and energy markets: spillover effects. **International Journal of Business and Globalisation**, Oxford, v. 9, n. 4, p. 372-382, 2012.
- PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. New York: Saint Martin's, 2000. 795 p.
- SERRA, T. et al. Price transmission in the ethanol market. In: KHANNA, M.; SCHEFFRAN, J.; ZILBERMAN, D. (Ed.). **Handbook of bioenergy economics and policy**. New York: Springer, 2010. p. 55-72.
- TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. 2nd ed. New York: J. Wiley, 2005. 605 p.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Grain world markets and trade**. Washington, 2011. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/psdonline/>>. Acesso em: 10 mar. 2012.
- VISCUSI, W. K.; VERNON, J. M.; HARRINGTON JR, J. E. **Economics of regulation and antitrust**. New York: MIT, 1995. 890 p.
- WORLD INVESTMENT REPORT. **Transnationals corporations, agricultural production and development: overview**. New York; Geneva: United Nations Conference on Trade and Development, 2009. 55 p.