

ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇOS E DAS VOLATILIDADES NOS MERCADOS INTERNACIONAIS DE PETRÓLEO E SOJA

Mario Antonio Margarido¹
Carlos Roberto Ferreira Bueno²
Frederico Araujo Turolla³

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. Este trabalho analisa o relacionamento entre os preços internacionais de duas *commodities*, o petróleo e o grão soja, entre Jan-1980 e Out-2010, utilizando testes ADF, Causalidade de Granger, Co-integração de Johansen, Exogeneidade, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso e modelo GARCH Multivariado. Os resultados indicam ausência de relacionamento entre estas 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. Verificou-se que as volatilidades dos preços internacionais do petróleo e da soja são afetadas por choques defasados de um mês em cada mercado.

Palavras-chaves: mecanismo de transmissão de preços; volatilidade; biocombustível; petróleo; alimentos; energia.

Abstract: The increasing use of biofuels in the world energy matrix has introduced a new issue of theoretical and empirical relevance, namely the increasingly close relationship between prices of a growing number of commodities involved in energy production. This paper analyzed the relationship of price transmission between international prices for crudeoil and soybean for the period Jan-1980 to Oct-2010. It was used ADF test, Granger Causality test, Johansen Co-integration test, Exogeneity test, Vector Error Correction Model (VEC), Variance Decomposition of Prediction Error and Impulse Response Function and Multivariate GARCH model. Results indicate no relationship between the variables in the short run and long run variations in international oil prices are less than proportionally transferred to soybean prices. It was shown that the volatility of international prices of oilcrude and soybeans are affected by shocks lagged one month on each market.

Key-words: price mechanism transmission; volatility, biofuel, petroleum; food; energy

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

¹ Economista, Mestre em Economia de Empresas, Dr. em Economia Aplicada, Pós-Doutorando em Economia (FGV-Agro) e Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA). E-mail: margaridoma@gmail.com

² Médico Veterinário e Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA). E-mail: crfbueno@iea.sp.gov.br

³ Economista, Mestre em Economia de Empresas, Dr. em Economia de Empresas. Professor Titular do Programa de Mestrado em Gestão Internacional (PMGI). E-mai: fturolla@espm.br

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.

Isto corresponde, na prática, ao aparecimento de diversos bens 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 nas matrizes energéticas dos países está sujeita a algumas restrições, tais como, a disponibilidade de terras competindo diretamente com os demais usos desse recurso escasso, como a produção de alimentos e de ração para animais. Mais precisamente, conforme Khanna *et al.* (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 da importância da agricultura no longo prazo. Inovações tecnológicas agropecuárias, principalmente pós I Grande Guerra, decorrentes da utilização de insumos modernos, resultou 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, também. 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 a 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, 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 (2009), o fluxo de Investimentos Diretos Estrangeiros (IDEs) na produção agrícola mundial triplicou no período de 1990 a 2007, chegando a US\$ 3 bilhões no referido período. Esses investimentos se destinaram, principalmente, para a importação de alimentos pelos países em desenvolvimento e para atender a 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 volume de IDE nas regiões em desenvolvimento objetiva, principalmente, culturas com elevado rendimento. Há grande interesse por parte dos investidores por culturas para a produção de biocombustíveis com projetos em oleaginosas na África e cana-de-açúcar na América do Sul.

Dentro do contexto mundial, observa-se que os investimentos na agricultura objetivam ser extremamente especializados em termos regionais, uma vez que, os países da América do Sul têm atraído os 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. Na África, os investidores estrangeiros têm particular interesse por culturas alimentares, tais 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, os investidores estrangeiros focam na 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 em trigo e grãos.

OBJETIVOS

Este trabalho procura 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 tanto para seres humanos quanto para animais.

Em linhas gerais, dois são os objetivos do presente artigo. Em primeiro lugar, 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 Co-integração de Johansen, teste de Exogeneidade, Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Função de Resposta de Impulso.

O segundo objetivo consiste em analisar as 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.

MATERIAL E MÉTODOS

Material

Foram utilizadas duas séries temporais, ambas como periodicidade mensal. As séries iniciam-se em Janeiro de 1980 e terminam em Outubro de 2010. A primeira das 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 Estados Unidos. A segunda série corresponde ao preço internacional do Petróleo (*Crude Oil (petroleum), Dated Brent, light blend 38 API, FOB U.K.⁴*) e encontra-se em dólares por barril, ambas obtidas na base de dados do Fundo Monetário Internacional, em <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>.

Métodos

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979 e 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 auto-regressões dos testes de raiz 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:

$$AICC = \log\left(\frac{|\hat{\Sigma}|}{|\Sigma|}\right) + \frac{2r}{(T-r/k)} \quad (1),$$

sendo que, r corresponde ao número de parâmetros estimados, $\hat{\Sigma}$ denota a estimativa de máxima verossimilhança da matriz de variância-covariância (Σ), e 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, além de ter melhores propriedades estatísticas do que o Critério de Informação de Akaike (AIC).

Para verificar possível relacionamento de curto prazo entre as variáveis, foram utilizados testes de Causalidade de Granger, conforme apresentado em GRANGER (1969). Neste ponto, dois pontos merecem ser destacados. Em primeiro lugar, o conceito de causalidade de Granger é diferente do sentido filosófico, ou seja, quando se diz que a variável A causa a variável B no sentido de Granger, o qual é representado como $A \Rightarrow B$, isto quer dizer que valores passados da variável A ajuda a prever de forma mais precisa o comportamento futuro de B do que se fossem utilizados somente os valores passados de B . Em segundo lugar, o teste de Causalidade de Granger deve ser conduzido com as variáveis

⁴ Corresponde ao Reino Unido.

estacionárias, daí a importância da correta determinação da ordem de integração de todas as variáveis do sistema.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração 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 prazo⁵, entre os preços internacionais da soja e 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 exogeneidade⁶ para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo⁷.

Outro método utilizado consistiu no modelo Auto-regressivo 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, 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 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 $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \mathbf{K}, y_{Nt})'$. Nesse caso, o

⁵ Conforme Banerjee (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”.

⁶ De acordo com Costa (1999, p.6), citando Harris (1995), 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”.

⁷ Detalhes sobre co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros em: Brooks (2002), Enders (2004), Franses (1998), Harris e Sollis (2003), Charemza e Deadman (1999), Johansen (1995), Patterson (2000) e Juselius (2006).

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 VEC, VEC Diagonal e BEKK. Nesse 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, dada a 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 :

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

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 serem estimados pelo modelo é muito grande, chegando a um total de 21 parâmetros no caso da representação VEC. 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 VEC no sentido de que há menos parâmetros a serem estimados. A representação Diagonal 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 VECM 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 a evolução do termo de covariância $h_{12,t}$.

ANÁLISE DE RESULTADOS

Para a determinação do número de defasagens, nesse 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, além disso, tem melhores propriedades estatísticas do que o Critério de Informação de Akaike (AIC).

Os resultados do Critério de Informação AICC para as duas variáveis em nível são apresentados na Tabela 1. Os resultados mostram a necessidade de se utilizar duas defasagens nos testes de raiz unitária para as variáveis *LPET* e *LSOY* (Tabela 1).

Tabela 1.- Critério de Informação de Akaike Corrigido (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 exceção 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 a variável *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 a variável *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 unitária⁸. Para o 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*,

⁸ Deve-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.

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

Tabela 2.- Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, variáveis em nível, *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

Variável	τ_{τ}^1	$\text{Pr} < \tau_{\tau}$	τ_{μ}^2	$\text{Pr} < \tau_{\mu}$	τ^3	$\text{Pr} < \tau$
<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 pelo autor a partir de dados básicos do IMF Statistics.

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, desta vez, com as variáveis diferenciadas. Assim como no caso anterior, antes de fazer os testes de raiz unitária, é preciso determinar o número de defasagens a ser utilizado para cada variável, quando estas últimas são diferenciadas.

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).

Tabela 3.- Critério de Informação de Akaike Corrigido (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 pelo autor a partir de dados básicos do IMF Statistics

Os resultados dos testes de raiz unitária para as duas variáveis diferenciadas e seus respectivo três 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. Portanto, conclui-se que ambas as variáveis são integradas de ordem um (*I(1)*), ou seja, são diferença estacionárias (DS), uma vez que, é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um sobre cada uma delas para torná-las estacionárias.

Tabela 4.- Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, variáveis diferenciadas de ordem um, *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

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 Modelo com tendência e constante; ² Modelo sem tendência, porém com constante; ³ Modelo sem tendência e sem constante.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IMF Statistics.

Assim como nos casos dos testes de raiz unitária, antes da execução do teste de Causalidade de Granger torna-se 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 apresentado na 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.

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 rejeita-se 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). Estes resultados mostram que há ausência de causalidade em ambos os sentidos.

Tabela 5. Resultados dos Testes de Causalidade de Granger, variáveis diferenciadas, *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

Teste	Hipótese nula	Teste χ^2	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.

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. Portanto, 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 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. No entanto, 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 conseqüentemente 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.

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, co-integram. Portanto, o próximo passo será a estimação do modelo de co-integração para confirmar se essas variáveis possuem ou não relacionamento de longo prazo.

O teste de co-integração de Johansen⁹ constatou que em nível de 5,0% para o Caso 2¹⁰, não há nenhum vetor de co-integração, pois a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração, não pode ser rejeitada, uma vez que o valor crítico da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ é superior ao seu respectivo valor calculado (Tabela 7). Logo, o modelo representado pelo Caso 2 pode ser descartado. Já, em relação ao Caso 3¹¹, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração pode ser rejeitada, dado que o respectivo valor calculado da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ é superior ao seu respectivo valor crítico em nível de 5%. A seguir, testou-se a hipótese nula de que há um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de que há pelo menos dois vetores de co-integração. Dessa vez, a hipótese nula não foi rejeitada, pois o valor calculado da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ é inferior ao seu respectivo valor tabelado em nível de significância de 5% (Tabela 6). Portanto, nesse sistema há somente um vetor de co-integração quando se considera que o modelo tenha constante no modelo de correção de erro e tendência no termo de correção de erro (ou espaço de co-integração).

Tabela 6 – Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

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		

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

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IMF Statistics.

Tabela 7 – Resultados do Caso 2 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

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		

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

Fonte: Elaborada pelo autor a partir de dados básicos do IMF Statistics.

Outro aspecto a ser realçado é que, a partir dos resultados do teste de co-integração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isto é feito através da análise dos coeficientes das

⁹ Nesse teste, a variável normalizada foi *LSOY*.

¹⁰ Não há um *drift* (ou constante) no $VEC(p)$, porém a constante entra somente via termo de correção de erro.

¹¹ Há um *drift* separado e nenhuma tendência linear na forma do $VEC(p)$.

variáveis relativas à primeira equação de co-integração normalizada. Neste 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 co-integração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

Constatado que as variáveis co-integram, isso implica que essas variáveis convergem para o equilíbrio no longo prazo. Dado que o sistema tem duas variáveis, mas, somente um vetor de co-integração, deve-se estimar um Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).

As estimativas dos parâmetros de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro mostram que, variações nos preços internacionais do petróleo são transferidas menos que proporcionalmente, em torno de 36,43% para os preços internacionais da soja, mostrando que essa relação é inelástica (Tabela 8).

Tabela 8 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazos do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), variáveis *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

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.

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. Também, é necessário observar que esse efeito ascendente dos preços das *commodities* foi exacerbado pelo fato de que diversos países, com ênfase os países asiáticos, e, mais precisamente a China, implementaram políticas que contribuíram no sentido de elevar seus respectivos níveis de renda domésticas, 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 Estados Unidos, passaram a incentivar a produção de etanol combustível a partir do milho, visando não somente diminuir os impactos ambientais proporcionados pela queima de combustíveis fósseis, mas também, reduzir a dependência do petróleo importado. Mais especificamente, conforme Serra; Zilberman; Gil; Goodwin, (2010), o estímulo dado pelo

governo dos Estados Unidos para a produção de etanol a partir do milho inicia-se efetivamente a partir de 1978. No entanto, “adicional incentivo para a produção e demanda de etanol nos Estados Unidos 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”, conforme Serra; Zilberman; Gil; Goodwin, (2010, p.57), citando o *United States Department of Agriculture* (2008). Ainda, de acordo com Serra; Zilberman; Gil; Goodwin, (2010), citando *Renewable Fuels Association* (2009), o mercado de etanol nos Estados Unidos evoluiu de 2,8 bilhões de galões em 2003 para 9 bilhões em 2008. Portanto, além da demanda por milho para a produção de alimentos, a demanda por milho ficou ainda mais acirrada em função da sua utilização como matéria-prima para produção de etanol. Dado que, os Estados Unidos 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 alimentos¹², 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 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. Também, 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. Portanto, a utilização da soja para produção de biodiesel reduz ainda mais quantidade de soja disponível para a produção de farelo para a produção de proteína animal, e, conseqüentemente, pressionando ainda mais os preços internacionais da soja.

Em relação aos parâmetros de curto prazo, os resultados do modelo VEC, mostram que o valor de α 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 Estados Unidos têm *market share* de pouco mais de 43,00%. Sendo assim, quando um desses países apresenta algum tipo de restrição de oferta do produto no mercado internacional, em especial os próprios Estados Unidos, 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 Estados Unidos é consumida domesticamente. Na média para o período de 2006/07 a 2009/10, do total de milho produzido pelos Estados Unidos, somente 41,44% foi exportado, sendo que o restante foi consumido internamente pelas indústrias de rações e alimentos.

¹² Uma 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.

A partir de dados do United States Department of Agriculture (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: Estados Unidos (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 Jr (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 HHI¹³ 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).

Tabela 9. – Quantidade de Soja Exportada, Mercado Internacional, 2006/07 a 2009/10
Em milhares de Toneladas Métricas

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

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do USDA (2011).

Em relação ao parâmetro de curto prazo α associado à variável petróleo, o seu respectivo sinal é positivo quando deveria ser negativo. 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 α , 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 Estados Unidos 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. Isto indica que a variável

¹³ O HHI é calculado da seguinte forma conforme apresentado em Viscusi, Vernon e Harrington Jr (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”.

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. Portanto, 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 α associado à variável *LPET* encontrado no Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), conforme apresentado na Tabela 8.

Tabela 10 – Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo (α) para as variáveis *LPET* e *LSOY*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

Variável	χ^2	Graus de Liberdade	<i>P-Value</i>
<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.

A seguir são apresentados os resultados relativos à Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.

A Tabela 11 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as duas variáveis¹⁴. A segunda coluna da Tabela 11 apresenta 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 previsão¹⁵ 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 mostra 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

¹⁴ Conforme 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”.

¹⁵ É 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 Margarido, Bueno, Martins e Carnevalli (2004) e Bliska (1990).

utilização do biodiesel a base de soja e da própria soja para produção de farelo depende dos preços do petróleo.

Tabela 11 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis *LSOY* e *LPET*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010

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.

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). Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para os preços do petróleo também estão condizentes com as expectativas, uma vez que, choques não antecipados sobre os preços internacionais do petróleo são pesadamente influenciados pelos próprios preços do petróleo e são pouco influenciados pelos preços internacionais da soja.

Tabela 12 – Resultados da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Porcentagem para as variáveis *LSOY* e *LPET*, Janeiro de 1980 a Outubro de 2010.

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.

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 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 de 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 auto-regressivo como era esperado. Ou seja, diante de um choque não antecipado no mercado de soja, seus preços inicialmente se elevam atingem um ponto de 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.

Também, como esperado, os preços internacionais do petróleo apresentam comportamento auto-regressivo, 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 de 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 mostra 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 dos 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 à dependência dos Estados Unidos 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.

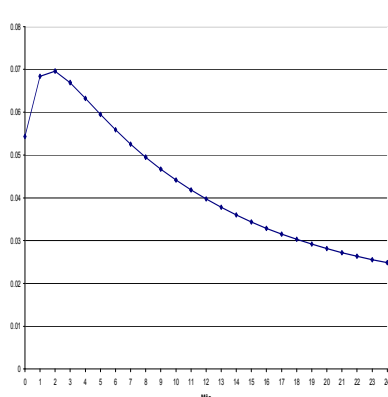


Figura 1.- FRI Soja-EUA em relação a choques não antecipados nos próprios preços da soja para 24 meses.

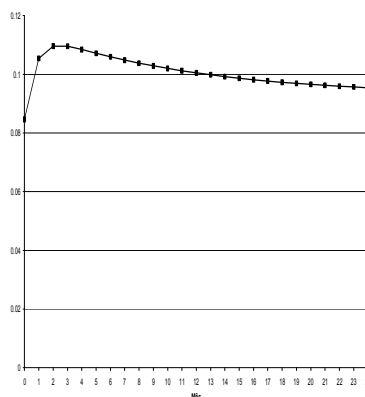


Figura 2.- FRI Preços Internacionais do Petróleo em relação a choques não antecipados nos próprios preços do petróleo para 24 meses.

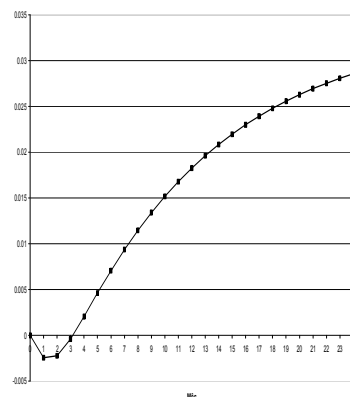


Figura 3.- FRI Preços Internacionais Soja/ choques não antecipados nos Preços Internacionais do petróleo para 24 meses.

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

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

Tabela 13. - Estimativas do Modelo GARCH Multivariado, representação BEKK

Parâmetro	Estimativa	Erro-Padrão da Estimativa	Teste t	P -value
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.

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 $h_{ij,t-1}$, $i, j=1,2$ 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.

No caso da equação 1, os resultados mostram que a volatilidade dos preços do petróleo no período t ($h_{1,t}$) não é diretamente afetada pela volatilidade no próprio mercado do petróleo defasado de um período ($h_{1,t-1}$), 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 dos 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 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 nem 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 $t-1$ ($\varepsilon_{2,t-1}^2$).

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

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

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

CONCLUSÕES

Este trabalho avaliou empiricamente o relacionamento entre as diversas *commodities* crescentemente envolvidas na produção de energia, e que hoje freqüentemente são *commodities* também envolvidas nas cadeias de produção de alimentos e rações.

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 co-integração 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 co-integração. 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.

As expectativas eram que a elasticidade de transmissão de preços entre os dois mercados fosse mais elevada, assim, como, 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 setentas, sendo que, o programa do álcool somente a deslanchar 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 tenda a ficar mais relevante.

Em termos globais, os Estados Unidos implementam desde 2007 o *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-butilíco como aditivo. Os Estados Unidos são os líderes no consumo de etanol. Pelo lado da produção, os Estados Unidos são os maiores produtores mundiais de etanol desde 2004, sendo que Brasil e Estados Unidos conjuntamente representam 90,0% da produção mundial de etanol. Quanto ao biodiesel, o destaque fica por conta da União Européia, cuja 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.

Diante desse cenário, no futuro, sem inovações tecnológicas contundentes, a perspectiva é de aumento da produção de biocombustíveis, com possíveis efeitos negativos da produção de alimentos. Por exemplo, no caso dos Estados Unidos, objetiva-se o aumento da produção de etanol a 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 preços se eleve e que as volatilidades entre os preços do petróleo e da soja se acentuem. Contudo, a relevância da questão enseja uma maior exploração teórica e empírica desses relacionamentos na literatura, recomendando esforços futuros de pesquisa nessa direção.

LITERATURA CITADA

- BANERJEE, Anindya *et al.* *Cointegration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).
- BLISKA, Flávia M, de Mello. Formação de preços de carne bovina: uma aplicação do modelo de auto-regressão vetorial. *Agricultura em São Paulo*, v. 37, n.3, p. 41-59, 1990.
- BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701p.
- CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Great Britain: Edward Elgar, 1999, second edition. 344p.
- COSTA, Silvia 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., Foz do Iguaçu, 1999. Anais. Brasília: SOBER, 1999.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, n.4, p.1057-1072, jul., 1981.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of The American Statistical Association*, v.74, n.366, p.427-431, Jun. 1979.
- ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 2004. 460p.

- ENGLE, R.F.; KRONER, K.F. Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, p.122-150. 1995.
- FRANSES, Philip Hans. *Time series models for business and economic forecasting*. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998. 280p.
- GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, p.424-438. 1969. In: *Essays in Econometrics*. Collected Papers of Clive W. J. Granger. Volume II: Causality, Integration and Cointegration, and Long Memory. Edited by: Eric Ghysels, Norman R. Swanson, and Mark W. Watson. United States: Cambridge University Press. 2001.
- HARRIS, Richard I.D.; SOLLIS, Robert. *Applied time series modeling and forecasting*. England: John Wiley & Sons, 2003. 302p.
- HARRIS, Richard I.D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995. 176p.
- HURVICH, C.F. and TSAI, C.L. Regression and time series model selection in small samples. *Biometrika*, 76(2), 297-307, 1989.
- JOHANSEN, Soren. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).
- JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- JUSELIUS, Katarina. *The Cointegrated VAR Model: methodology and applications*. Great Britain: Oxford University Press. 2006. 457p.
- KHANNA, Madhu; SCHEFFRAN, Jürgen; ZILBERMAN, David. Bioenergy Economics and Policy: Introduction. In: *Handbook of Bioenergy Economics and Policy*. KHANNA, Madhu; SCHEFFRAN, Jürgen; ZILBERMAN, David Editors. New York: Springer. 2010. p.55-72.
- MARGARIDO, Mario A.; BUENO, Carlos R.F.; MARTINS, Vagner A.; CARNEVALLI, Luciana B. 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*, v.15, n.1(25), p.69-106, 2004.
- MARGARIDO, Mario A. *Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil, 2000*, 173 p. Tese de doutorado - USP/Esalq, Piracicaba.
- NERLOVE, Marc. *The Dynamics of Supply: estimation of farmers response to price*. Baltimore: Johns Hopkins, 1958.
- PATTERSON, Kerry. *An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach*. United States of America: St. Martin's Press, 2000. 795p.
- Renewable Fuels Association Industry Statistics (2009) Available at http://www.ethanolrfa.org/objects/pdf/outlook/outlook_2006.pdf
- SERRA, Teresa; ZILBERMAN, David; GIL, José M.; GOODWIN, Barry K. Price Transmission in the Ethanol Market. In: *Handbook of Bioenergy Economics and Policy*. KHANNA, Madhu; SCHEFFRAN, Jürgen; ZILBERMAN, David Editors. New York: Springer. 2010. p.55-72.
- TSAY, Ruey S. *Analysis of Financial Time Series*. United States of America: John Wiley & Sons. Second Edition. 2005. 605p.

United States Department of Agriculture (2008) USDA Agricultural Projections to 2017. Projections Report OCE-2008-1, Washington DC. Available at <http://www.ers.usda.gov/Publications/OCE081/OCE20081fm.pdf>

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Grain World Markets and Trade, december. 2011. available at <http://www.fas.usda.gov/psdonline/>

VISCUSI, W. Kip; VERNON, John M.; HARRINGTON JR, Joseph E. *Economics of regulation and antitrust*. United States: MIT Press. 1995. 890p.

WORLD INVESTMENT REPORT (WIR). *Transnationals Corporations, Agricultural Production and Development: Overview*. New York and Geneva. United Nations Conference on Trade and Development. 2009. 55p.