

## **INFLUÊNCIA DO PREÇO MUNDIAL DO PETRÓLEO SOBRE OS PREÇOS DA SOJA E DO AÇÚCAR: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL**

**Maria Cristina Galvão**

Universidade de São Paulo- ESALQ/USP  
Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba, SP, CEP 13418-900  
galvao.mariacristina@usp.br

**Mirian Oliveira de Souza**

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) - SGI  
Parque Estação Biológica – PqEB Av. W3 Norte final, Asa Norte, Brasília, DF, CEP70770-901  
mirian.souza@embrapa.br

**Dienice Ana Bini**

Universidade de São Paulo- ESALQ/USP  
Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba, SP, CEP 13418-900  
dienicebini@gmail.com

**Mirian Rumenos Piedade Bacchi**

Universidade de São Paulo- ESALQ/USP  
Av. Pádua Dias, 11, Piracicaba, SP, CEP 13418-900  
mrpbacch@usp.br

### **RESUMO**

Este trabalho verifica se há influência do preço mundial do petróleo sobre os preços do açúcar e da soja e se há relação entre os preços nacionais e internacionais dessas *commodities*. Será utilizado um Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR), com base em dados mensais do preço mundial do petróleo e dos preços domésticos e internacionais das *commodities*, soja e açúcar no período de maio de 1997 a agosto de 2014. Os resultados demonstraram que as séries são cointegradas. Por meio da função impulso resposta observou-se que um choque no preço do petróleo sobre o preço das *commodities* foi inicialmente negativo, com exceção do preço doméstico do açúcar, cuja *commodity* recebeu maior influência do preço mundial do petróleo. Além disso, a decomposição da variância do erro mostrou que o preço do petróleo é pouco relevante para a variação dos preços domésticos das *commodities*, especialmente para a variação dos preços domésticos da soja.

**PALAVRAS CHAVE. Cointegração, VAR, Commodities. Área Principal: Estatística-EST**

### **ABSTRACT**

This paper checks if there is influence of world oil prices on sugar prices and soybean and if there is relationship between domestic and international prices of these commodities. To estimate the chances will be used a Vector Autoregressive Model (VAR), based on monthly data of world oil prices and national and international prices commodities, soybeans and sugar at the period from May 1997 to August 2014. The results show that the series are cointegrated. Through the impulse response function noticed that a shock in oil prices on commodity prices was initially negatively, with the exception of national sugar price, whose commodity received more influence of world oil price. Moreover, based on the error variance decomposition showed that the oil price has low relevance to the variation of national commodity prices, especially for the change in national soybean prices.

**KEYWORDS. Cointegration. VAR. Commodities. Main area: Statistics**

## 1. Introdução

Atualmente, alguns dos principais produtos da pauta exportadora brasileira são a soja e o açúcar. O mercado da soja abrange grão, farelo e óleo, sendo o Brasil um dos líderes no mercado mundial desta *commodity*. Entre as várias utilizações da soja, tem-se que o grão e o farelo destinam-se a rações para animais em países mais desenvolvidos, enquanto que o óleo de soja serve como fonte energética para países ainda em desenvolvimento e por isso tem comportamento mais instável. Por sua vez, o mercado internacional do açúcar possui características distintas das outras *commodities*. Este produto apresenta grande volatilidade-preço e também forte influência das políticas governamentais na sua produção e comercialização e dos preços internacionais.

Segundo Souza et al. (2010) o complexo da soja é uma das maiores cadeias agroindustriais do Brasil, tendo como principal destino o processamento do grão em óleo e proteína. Tem-se que aproximadamente 80% do grão esmagado se torna farelo, sendo o restante convertido em óleo. Para os autores, um vínculo crescente entre indústria, agricultura e pecuária tem emergido da intensificação do esmagamento de soja. Devido ao constante crescimento dos mercados interno e externo da soja, juntamente com o grande apoio do governo, o Brasil se tornou um dos maiores produtores e também exportadores mundiais dessa *commodity*. Vale ressaltar que o Brasil é o segundo maior exportador de todo o complexo da soja (grão, farelo e óleo), sendo os Estados Unidos o maior exportador da soja em grão e a Argentina a maior exportadora de farelo e óleo de soja.

Já com relação ao açúcar, o Brasil destaca-se por estar entre os principais países produtores, consumidores e exportadores por causa de sua competitividade na produção da cana-de-açúcar. Como o maior produtor mundial de açúcar, o Brasil tem os menores custos de produção e apresenta os melhores índices de produtividade entre os principais produtores. Para se ter uma ideia da magnitude desse mercado no país, somente em 2012/2013 foram produzidas mais de 38 milhões de toneladas de açúcar. Nesse mesmo período, foram exportadas mais 27 milhões de toneladas e consumidas cerca de 11 milhões de toneladas de açúcar no país, fazendo com que o Brasil ocupasse a liderança nas exportações e a quarta posição no consumo mundial de açúcar.

Os preços das *commodities* agrícolas, apesar de terem passado por períodos de instabilidade, têm registrado nos últimos anos uma tendência crescente positiva. Desta forma, há razões para acreditar que um dos principais contribuintes para essa elevação nos preços das *commodities* corresponde ao aumento do preço do petróleo que é utilizado como insumo na produção, tanto diretamente (abastecimento de meios de transporte) quanto indiretamente (fertilizantes e defensivos que usam o petróleo na sua composição).

Segundo Margarido et al. (2001) a combinação da elevação da renda e a escassez de alimentos foi um dos fatores que contribuiu para esta tendência crescente dos preços das *commodities* agrícolas, que por sua vez tem colaborado para um aumento do comportamento especulativo dos investimentos feitos na agricultura em países em desenvolvimento.

De acordo com Pindyck e Rotemberg (1990) existe um movimento coordenado nos preços de amplo grupo de *commodities*, embora muitas não possuam interrelação entre si. Os autores consideram que os preços das *commodities* têm tendência a crescerem juntos, independente de serem complementares ou substitutos. Eles argumentam que tal tendência comum não seja devido ao comportamento de manada, mas sim, ao efeito de movimento de fatores econômicos.

Por sua vez, Nazlioglu (2011) afirma que os recentes co-movimentos entre os preços das *commodities* agrícolas e o preço mundial de petróleo têm chamado atenção para a transmissão de preços do petróleo para os preços dessas *commodities*.

Nesse contexto, a questão central deste artigo consiste em identificar se há relação entre variações do preço internacional do petróleo e o preço de duas importantes *commodities* agrícolas brasileiras, açúcar e soja. Sob a hipótese de que variações no preço mundial do petróleo são transferidas para essas *commodities*.

Além disso, o presente trabalho busca verificar a possível relação existente entre os comportamentos dos preços nacionais de açúcar e soja com os preços internacionais desses mesmos produtos. A intuição inicial é de que a relação entre preços nacionais e internacionais de açúcar e

soja seja positiva e unilateral (preços internacionais influenciando preços nacionais), sendo que um aumento no preço das *commodities* no mercado internacional pressionariam os preços nacionais acarretando em aumento dos mesmos. A importância de se estudar esta última relação reside no fato de que parcela significativa dos produtos agrícolas brasileiros é transacionada no mercado internacional, sendo que alguns autores acreditam que nos últimos anos a soja, o açúcar e as carnes são os produtos que têm sustentado as exportações brasileiras.

Para estimar as hipóteses será utilizado o instrumental de modelos de séries temporais, como: teste de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado), teste de Cointegração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erros, Função de Resposta de Impulso e Decomposição da Variância dos Erros. Os dados usados são séries mensais do preço internacional do petróleo, soja e açúcar e preços nacionais de soja e açúcar para o período de maio de 1997 a agosto de 2014. Com o emprego do modelo de correção de erros buscar-se-á captar a existência de relação linear entre os preços de petróleo internacional e das *commodities* agrícolas, soja e açúcar.

O estudo das transmissões de preços é relevante, pois os trabalhos que abordam este tipo de questão ainda são escassos no Brasil. Desta forma, este artigo busca contribuir com a literatura nacional. Em trabalhos publicados no exterior tem-se encontrado estudos econométricos que evidenciam a causalidade do preço de petróleo sobre o preço das *commodities* agrícolas.

Estudar a transmissão de preços é interessante, pois o aumento do preço de *commodities* agrícolas tem grande impacto na mesa do consumidor brasileiro. Além disso, devido ao Brasil ter ampla inserção no mercado internacional de produtos agrícolas, saber como as transmissões de preços se dão para as *commodities* agrícolas é de crucial importância.

Também se faz importante porque há uma grande recomposição da matriz energética utilizando-se maiores porcentagens de biocombustíveis, principalmente os derivados de cana-de-açúcar, milho e até mesmo de soja. Entretanto, a produção de biocombustíveis está sujeita a disponibilidade de terras. Desta forma, quando há aumento do preço de petróleo, haverá aumento da terra destinada à produção de cana-de-açúcar para o etanol, que acaba por interferir na quantidade produzida de outras *commodities*, pressionando os seus preços.

O restante do trabalho divide-se da seguinte forma: A seção 2 apresenta a revisão de literatura expondo os principais trabalhos publicados no assunto. A seção 3 aborda o referencial metodológico utilizado para embasar este trabalho. A seção 4 expõe os resultados empíricos da relação entre os preços internacionais de petróleo, soja e açúcar e os seus preços nacionais e a seção 5 conclui discutindo os principais resultados.

## 2. Revisão da Literatura

Existem diversos trabalhos, como os de Margarido et al. (2001), Freitas et al. (2001), Caldarelli e Bacchi (2010) e Block, Coronel e Veloso (2012) entre vários outros que abordam os mecanismos de transmissão de preços e avaliam o comportamento de curto e de longo prazos de séries de preços recebidos pelos produtores nacionais e preços de exportação para *commodities* agrícolas.

Margarido et al. (2001) analisou a elasticidade da transmissão de preços no mercado de soja em grão entre o Porto de Rotterdam e o Brasil entre julho de 1994 e setembro de 2000. Foi estimado um modelo de correção de erros, com e sem restrições nos parâmetros. Os resultados obtidos mostraram que, no curto prazo, os preços de grão de soja no Brasil tendem a eliminar mais rapidamente os desequilíbrios transitórios comparados aos preços no Porto de Rotterdam. No longo prazo, verificou-se que variações dos preços em Rotterdam e da taxa de câmbio são transmitidas totalmente para os preços da soja no Brasil, confirmando, dessa forma, a Lei do Preço Único nesse mercado.

No trabalho de Freitas et al. (2001) foi analisada a transmissão de preços do Porto de Rotterdam, principal mercado consumidor de farelo de soja, sobre os preços de exportação deste subproduto no Brasil, Estados Unidos e Argentina. Sobre as séries temporais de preços foram aplicados o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Modelos Autorregressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA), Modelo de Função de Transferência, Teste de

Cointegração de Engle-Granger e o Modelo de Correção de Erros. Verificou-se que os impactos nas cotações de farelo de soja em Rotterdam são transferidos para o mercado dos Estados Unidos de forma unitária, no caso do modelo sem correção de erro, ou levemente inelástica, quando incluso o modelo com correção de erro, indicando que as cotações estadunidenses apresentaram menor sensibilidade aos choques ocorridos no porto europeu do que as cotações brasileiras e argentinas, cujas elasticidades totais são maiores do que 1. A intensidade da transmissão, porém, foi mais acentuada no modelo argentino refletindo, portanto, as características de cada mercado.

Caldarelli e Bacchi (2010) diagnosticaram e analisaram os fatores que determinam a oferta e a demanda no mercado brasileiro de milho, destacando a importância da soja nesse contexto. Eles estimaram um modelo Vetorial Autorregressivo com Correção de Erro (VEC), com a identificação feita pelo procedimento de Sims-Bernanke. O estudo permitiu afirmar que existe uma forte interação do mercado de milho com o de soja, com uma relação de substituíbilidade na oferta e de complementaridade na demanda, e que fatores macroeconômicos, como renda e juros, são determinantes na formação dos preços do milho ao produtor e no atacado. Além disso, concluiu-se que os preços externos da soja também influenciam as cotações domésticas do milho.

Block, Coronel e Veloso (2012) analisaram o processo de transmissão de preço no setor sucroalcooleiro. Os autores utilizaram séries de preços de cana-de-açúcar, etanol hidratado e açúcar no estado de São Paulo, no período de fevereiro de 1999 a setembro de 2010. Os dados foram analisados com base no modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e os resultados obtidos demonstraram que os preços dos referidos produtos têm forte ligação, com destaque para o caso do etanol hidratado, que influencia fortemente o preço dos demais, mas não sofre influência das oscilações de preço da cana-de-açúcar e do açúcar.

O aumento no preço do petróleo nos últimos anos tem sido apontado como um dos fatores que contribuíram para o aumento do preço das *commodities* agrícolas, tendo em vista que o petróleo é um importante insumo de produção, tanto diretamente, na fase de cultivo abastecendo máquinas e caminhões para o transporte, quanto indiretamente, por meio de outros insumos de produção, como fertilizantes e defensivos. Com relação à transmissão de preços do petróleo para as *commodities* agrícolas primárias não há um consenso nos resultados dos estudos empíricos quanto a existência ou não de transmissões.

Nesse contexto, um dos trabalhos pioneiros foi o de Hanson, Robinson e Schluter (1993), que analisou os efeitos de um choque no preço mundial do petróleo sobre a agricultura dos EUA. Os autores concluíram que os preços do petróleo afetam a agricultura por meio do custo de insumos diretos e indiretos.

Zhang e Reed (2008) examinaram o impacto do preço mundial do petróleo sobre o preço do milho e soja na China para o período de 2000 a 2007. Os autores concluíram que os preços do petróleo não são o principal fator que contribui para o recente aumento no preço dos produtos agrícolas selecionados. Zhang et al. (2009), usando dados de março de 1989 a dezembro de 2007 da bolsa americana, encontraram relações de longo prazo entre os preços do petróleo e milho e soja.

Chen, Kuo e Chen (2010), usando dados semanais de 2005 a 2008, das cotações na bolsa americana, mostraram que as mudanças nos preços do milho, soja e trigo são significativamente influenciadas por variações no preço do petróleo.

Zhang et al. (2010) examinaram as relações entre preços do petróleo e *commodities* agrícolas para os EUA, milho, arroz, soja, e trigo, e concluíram que, no curto e longo prazo, os preços das *commodities* agrícolas são neutras ao preço do petróleo.

Ciaian e Kancs (2011) estudaram as interdependências entre a energia, a bioenergia e os preços dos alimentos. Os resultados empíricos confirmaram a hipótese teórica de que os preços do petróleo bruto e dos produtos agrícolas (trigo, arroz, açúcar, soja, algodão, banana, sorgo e chá) são interdependentes, incluindo *commodities* também não utilizadas diretamente na produção de bioenergia. Ao contrário das previsões teóricas, o canal de transmissão de preços de entrada indireta encontrado foi pequeno e estatisticamente insignificante.

Nazlioglu (2011) analisou as relações causais não lineares entre os preços mundiais do petróleo e das três principais *commodities* agrícolas, milho, soja e trigo no período de 1994 a 2010.

A análise de causalidade linear indicou que os preços do petróleo e das *commodities* agrícolas não influenciam uns aos outros, confirmando a hipótese de neutralidade. Por outro lado, a análise de causalidade não-linear mostrou que há retornos não lineares entre o petróleo e os preços dos produtos agrícolas, e uma causalidade não-linear unidirecional persistente em execução dos preços de petróleo para os preços do milho e da soja.

Nazlioglu e Soytaş (2011) examinaram a interdependência de curto e longo prazo entre os preços mundiais do petróleo e os preços das *commodities* trigo, milho, algodão, soja e girassol na Turquia, de 1983 a 2010, e relataram neutralidade dos preços no curto e longo prazo a variações nos preços do petróleo.

Reboredo (2012) estudou co-movimentos entre os preços mundiais do petróleo e os preços globais de milho, soja e trigo utilizando cópulas. Os resultados empíricos mostraram fraca dependência do petróleo, alimentos e não dependência extrema de mercado entre os preços do petróleo e dos alimentos, o que corrobora com a neutralidade dos mercados de *commodities* agrícolas para os efeitos das mudanças nos preços do petróleo e não-contágio entre o petróleo bruto e os mercados agrícolas. No entanto, a dependência aumentou significativamente nos últimos três anos do período de amostragem (2008 a 2011), embora a dependência causal superior tenha se mantido insignificante, o que indica que os picos dos preços dos alimentos não são causados por mudanças positivas radicais nos preços do petróleo.

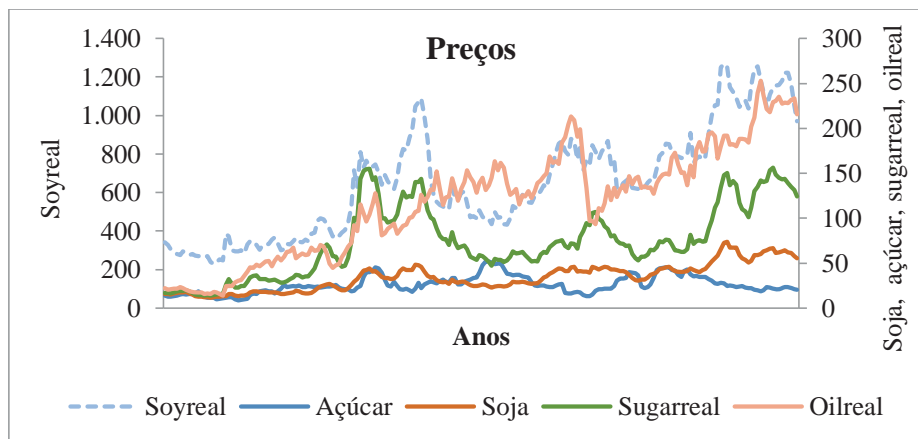
Avalos (2014) avaliou a relação do preço do milho, soja e trigo com petróleo nos EUA a partir de janeiro de 1986 e encontrou que os preços do milho e soja estão relacionados com os preços do petróleo no curto e longo prazo, principalmente a partir de 2006. O autor verificou uma transmissão significativa do preço de milho para os preços do petróleo e soja e evidência de uma relação de cointegração, anteriormente inexistente, entre os preços do petróleo e do milho. Ele concluiu que os preços do petróleo tornaram-se um fator relevante nos mercados globais de milho.

Liu (2014) investigou correlações cruzadas entre os mercados de petróleo e *commodities* agrícolas e concluiu que a volatilidade das correlações cruzadas é fortemente persistente e que as correlações cruzadas não lineares são relativamente fracas, mas são significativas para escalas de curto prazo. No entanto, para escalas de longo prazo, essas correlações cruzadas não são significativas, o que pode ocorrer em função da transmissão de informações de mercado de petróleo bruto para os mercados agrícolas ocorrerem dentro de um determinado período de tempo.

Embora haja uma ampla literatura relacionando o preço do petróleo com os preços de várias *commodities* agrícolas, o que se observa é que nenhum deles incluiu o açúcar em suas análises. Tendo em vista que o açúcar trata-se de um produto essencial consumido em várias partes do mundo, que passa por vários processos industriais e agrícolas até chegar ao seu produto final e que o petróleo é um importante insumo em todas as etapas de sua produção e até a distribuição, é interessante analisar o quanto o preço do petróleo influencia o seu preço, tanto no mercado interno, quanto no mercado externo. Nesse sentido, o presente trabalho vem preencher esta lacuna.

### 3. Referencial Metodológico

Esta seção analisa dados de preços da soja, do açúcar e do petróleo para investigar se mudanças no preço doméstico do açúcar e da soja podem ser relacionadas com mudanças no preço mundial do petróleo. Para testar a transmissão de preços foi estimado um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) tendo como base um conjunto de dados mensais de preço do açúcar e soja e do preço mundial do petróleo, de mai/1997 a ago/2014. A análise foi suplementada com os preços internacionais das duas *commodities*, já que o Brasil é grande exportador desses produtos e recebe influência dos preços internacionais (Figura 1).



**Figura 1.** Preços nacionais e internacionais da soja e do açúcar e preço mundial do petróleo, de 05/1997 até 08/2014.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do FMI, CEPEA, e IEA.

As séries das *commodities* agrícolas e do petróleo empregadas na análise estão sumarizadas no Quadro 1.

**Quadro 1.** Detalhamento das séries empregadas no modelo.

| Nome das séries | Detalhes   | Fonte |
|-----------------|--|-------|
| Soyreal         | Contrato futuro de soja Chicago - primeiro contrato (dólar/tonelada -transformada de dólar para reais <sup>1</sup> ) | FMI   |
| Açúcar          | Preço Interno (R\$/saca de 50 kg) - São Paulo  | CEPEA |
| Soja            | Preço recebido pelo produtor (R\$/saca 60kg) - São Paulo   | IEA   |
| Sugarreal       | Contrato Futuro nº14 (cents dólar/pound -transformada de dólar para reais <sup>1</sup> )                             | FMI   |
| Oilreal         | Preço cotação Texas 40 API, dólar por barril -transformada de dólar para reais <sup>1</sup> )                        | FMI   |

<sup>1</sup>Para a transformação das séries de dólar para real utilizou-se a 'taxa de cambio comercial - compra, média mensal' do IPEA.

Na análise de relações dinâmicas de transmissão de preços serão utilizados os Modelos Vetoriais Autorregressivos (VAR), pois eles permitem distinguir as respostas de curto e longo prazo da variável dependente em relação a mudanças nas variáveis explicativas (ENDERS, 2010). Quando se estuda relação entre variáveis é importante conciliar movimentos de curto prazo com equilíbrio de longo prazo. Nesse contexto, a teoria de cointegração desenvolvida por Engle e Granger (1987, 1991) analisa as relações de longo prazo entre variáveis com dinâmicas diferentes no curto prazo.

Para se estudar qualquer série temporal, a análise inicial consiste em verificar se a série é estacionária ou não, ou seja, determinar sua ordem de integração (número de raízes unitárias). Entre os diversos procedimentos utilizados para testar a presença de raiz unitária em uma série, encontra-se o teste de Dickey-Fuller (1979 e 1981), bastante utilizado na literatura.

Com relação à determinação do número de defasagens utilizado no teste da raiz unitária, será utilizado o Critério de Informação de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC), Hannam-Quinn (HQ) e Erro de Predição Final (FPE) que tendem a selecionar baixos valores para as defasagens quando se tem raízes unitárias próximas a -1, levando a conclusões distorcidas.

Voltando à questão dos Modelos Vetoriais Autorregressivos (VAR), vale ressaltar que o objetivo da análise VAR é determinar as relações entre as variáveis do modelo, e não as estimativas dos parâmetros em si. Essa abordagem foi proposta por ser capaz de analisar a importância relativa de cada choque não antecipado sobre as variáveis do sistema. Desse modo, pode-se fazer uma análise dinâmica do impacto de um choque aleatório sobre as variáveis do modelo (SIMS, 1980).

Conforme Enders (2010), o Modelo VAR não faz, a priori, diferença entre variáveis endógenas e exógenas, todas as variáveis podem ser consideradas endógenas nesse modelo.

Na forma reduzida, o modelo VAR pode ser expresso por:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Se duas variáveis  $x_t$  e  $y_t$  são integradas de ordem 1, I(1), sua combinação linear,  $z_t = y_t - \alpha x_t$ , também será. Se ambas as variáveis forem I(1) e  $z_t$  for estacionário, I(0), então  $y_t$  e  $\alpha x_t$ , devem ter componentes de longo prazo que praticamente se cancelam para produzir  $z_t$ . Quando isto ocorre diz-se que  $y_t$  e  $x_t$  são cointegradas (MARGARIDO et al., 2001).

Assim, uma vez detectada a cointegração entre as variáveis, inclui-se o modelo de correção de erros. Tal modelo permite a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo.

Num contexto multivariado, o teste de cointegração de Johansen é o mais indicado para estimar e analisar relações de longo prazo estacionárias entre variáveis. Esse teste deve ser usado quando existe a possibilidade de verificar mais de um vetor de cointegração, ou quando existe endogeneidade do regressor (JOHANSEN, 1988, 1991).

Para um processo VAR, incluindo constante e um termo representando variáveis não estocásticas, tem-se:

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \Psi D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Sendo  $z_t$  um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis estocásticas e  $D_t$  um vetor de variáveis não estocásticas.

Assumindo-se que todas as variáveis têm a mesma ordem de integração, o teste de Johansen é feito ajustando-se o seguinte modelo, fundamentado na equação (2):

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + A_0 + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde:

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), i = (1, \dots, k - 1) \quad (4)$$

$$\Pi = (I - A_1 - \dots - A_k) \quad (5)$$

O posto da matriz  $\Pi$  é igual ao número de raízes características diferentes de zero.

O número de vetores de cointegração é obtido definindo quantas raízes características de  $\Pi$  diferentes de zero existem.

Para verificar o número de raízes características diferentes de zero, utiliza-se a estatística traço, dada por:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

em que  $T$  é o número de observações usadas no ajustamento.

Após determinar o posto de  $\Pi$ , que corresponde ao número relações de cointegração, restringe-se essa matriz para construir o modelo de correção de erro.

O termo de correção de erro é dado por:

$$\alpha \beta' z_{t-k} \quad (7)$$

Segundo Harris (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro se deve à incorporação de informações, tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes nas variações em  $z_t$ , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$  em (3). De forma mais detalhada, a matriz  $\Pi$  pode ser representada por:

$$\Pi = \alpha \beta' z_{t-k} \quad (8)$$

em que  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo,  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo e  $\beta' z_{t-k}$  representa até  $n - 1$  relações de cointegração no modelo multivariado, assegurando, dessa forma, que  $z_t$  converge para uma solução de equilíbrio de longo prazo.

Uma função impulso-resposta delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais. A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques, sem manter a pressuposição de condições, *ceteris paribus*, para outras variáveis do modelo. Considerando-se o modelo VAR, o efeito de um choque, ou de uma mudança em  $X_t$ , altera

imediatamente os valores correntes da variável  $X_t$ , mas também os valores futuros de  $X_t$  e  $Z_t$ , uma vez que os valores defasados  $X_{t-1}$  aparecem nas duas equações.

De acordo com Enders (2010), a decomposição de variância fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável *versus* os choques nas outras variáveis do sistema. Se os choques observados numa variável  $z$  não são capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável  $y$ , diz-se que a sequência  $y$  é *exógena*. Caso contrário, diz-se que a sequência é *endógena*.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO *et al.*, 2002).

#### 4. Resultados e Discussão

Iniciou-se a análise com a verificação da estacionariedade das séries pelo teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Os preços são estacionários em primeira diferença, mas não estacionários em nível (Tabela 1), ou seja, as séries são integradas de ordem 1.

**Tabela 1.** Teste de raiz unitária

| Séries    | Nível   |         | Primeira diferença |         |
|-----------|---------|---------|--------------------|---------|
|           | ADF*    | P-valor | ADF*               | P-valor |
| Soyreal   | -2,6956 | 0,2845  | -6,7183            | 0,01    |
| Açúcar    | -2,3596 | 0,4253  | -5,8082            | 0,01    |
| Soja      | -2,6461 | 0,3052  | -6,2982            | 0,01    |
| Sugarreal | -2,5329 | 0,3527  | -6,0542            | 0,01    |
| Oilreal   | -2,3628 | 0,424   | -5,4338            | 0,01    |

Número de defasagens escolhido com base no Critério de Informação de Akaike. Valores ao nível de 5% de significância.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

Com base nesses resultados o passo seguinte foi a verificação da existência de vetores cointegrantes, utilizando o teste do traço, com duas defasagens, conforme resultados dos critérios de defasagens de apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2.** Critério de defasagens: Critério de Akaike (AIC), Hannam-Quinn (HQ), Schwarz (SC) e Erro de Predição Final (FPE).

|     | 1         | 2          | 3         | 4         |
|-----|-----------|------------|-----------|-----------|
| AIC | -2,65E+07 | -2,69E+07* | -2,68E+07 | -2,67E+07 |
| HQ  | -2,63E+07 | -2,65E+07* | -2,63E+07 | -2,60E+07 |
| SC  | -2,59E+07 | -2,59E+07* | -2,54E+07 | -2,49E+07 |
| FPE | 3,10E-06  | 2,01E-06*  | 2,20E-06  | 2,54E-06  |

\*Indica o número de defasagens sugerido pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

O teste do traço testa a hipótese nula de que o número de raízes é zero, contra a hipótese alternativa que é maior ou igual que zero e assim sucessivamente. Como o valor calculado é maior que o valor tabelado, rejeitam-se as hipóteses de nenhuma e uma raiz, ou seja, há dois vetores de cointegração, ao nível de 5% de significância (Tabela 3).



**Tabela 3.** Teste de cointegração de Johansen

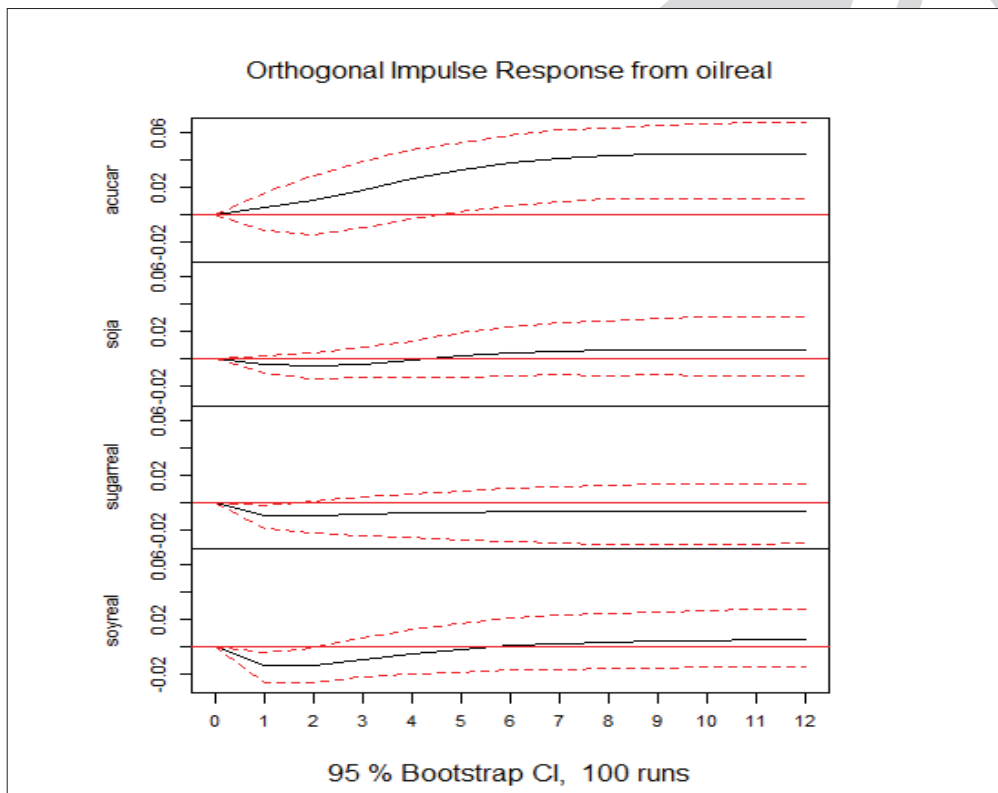
|            | Teste  | 10%   | 5%    | 1%    |
|------------|--------|-------|-------|-------|
| $r \leq 4$ | 4,5    | 7,52  | 9,24  | 12,97 |
| $r \leq 3$ | 13,48  | 17,85 | 19,96 | 24,6  |
| $r \leq 2$ | 22,71  | 32    | 34,91 | 41,07 |
| $r \leq 1$ | 53,13  | 49,65 | 53,12 | 60,16 |
| $r = 0$    | 105,34 | 71,86 | 76,07 | 84,45 |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

Com base nesse resultado estimou-se um VAR em primeira diferença, do qual se obteve a função impulso resposta e a decomposição da variância do erro, considerados os principais resultados dessa metodologia.

Para avaliar a adequação do modelo realizaram-se alguns testes complementares, para garantir se o modelo está bem ajustado. Como o p-valor obtido pelo teste de autocorrelação dos resíduos de Ljung-box foi significativo, rejeita-se a hipótese de resíduos autocorrelacionados. O teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera também apresentou p-valor significativo para rejeição da hipótese de resíduos não normalmente distribuídos.

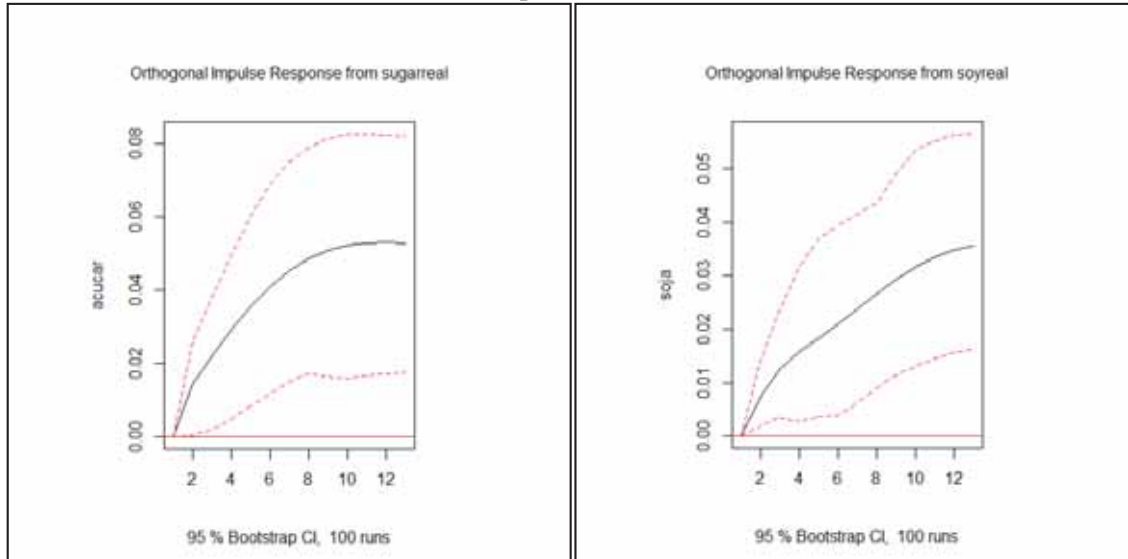
Como pode ser visto na Figura 2, a função impulso resposta mostra como uma variável responde a um choque não antecipado, de um desvio padrão, em outra variável. Neste modelo, interessa como os preços das *commodities* agrícolas respondem a um choque no preço mundial do petróleo. Surpreendentemente, apenas o preço doméstico do açúcar respondeu de forma positiva ao choque, desde o início, além disso, foi a variável que apresentou choque mais intenso, alcançando os 0,04, oito períodos após o choque. As demais variáveis embora inicialmente tenham respondido de forma negativa, tornaram-se positivas antes de se estabilizar em valores próximos de 0,02, com exceção do preço internacional do açúcar que permaneceu negativo ao longo de todo período observado.



**Figura 2.** Efeito de um choque no petróleo nos preços das *commodities* agrícolas domésticas e internacionais.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

Como pode ser visto na Figura 3 ambos os preços domésticos responderam de maneira positiva aos choques nos respectivos preços internacionais. A resposta do açúcar é mais intensa e se estabiliza por volta do oitavo período após o choque, já a soja, embora tenha uma resposta menor, em torno de 0,03, não se estabiliza até o 12º período.



**Figura 3.** Impulso no preço internacional do açúcar da soja e resposta no preço doméstico do açúcar e da soja respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

As decomposições da variância do erro do açúcar e da soja são apresentadas nas Tabelas 4 e 5. Conforme esperado o preço internacional do açúcar é a variável que mais contribui com a variação do seu preço doméstico. Por sua vez, os preços doméstico e internacional da soja tem baixo impacto, enquanto o preço mundial do petróleo tem uma participação, que pode ser considerada moderada, ultrapassando levemente os 10% ao final dos doze períodos decompostos.

**Tabela 4.** Decomposição da variância do erro do açúcar

|    | Açúcar | Soja  | Sugarreal | Soyreal | Oilreal |
|----|--------|-------|-----------|---------|---------|
| 1  | 1,000  | 0,000 | 0,000     | 0,000   | 0,000   |
| 2  | 0,982  | 0,007 | 0,009     | 0,001   | 0,001   |
| 3  | 0,962  | 0,011 | 0,019     | 0,004   | 0,004   |
| 4  | 0,937  | 0,012 | 0,033     | 0,009   | 0,010   |
| 5  | 0,907  | 0,010 | 0,049     | 0,014   | 0,020   |
| 6  | 0,874  | 0,009 | 0,068     | 0,016   | 0,033   |
| 7  | 0,838  | 0,009 | 0,088     | 0,017   | 0,048   |
| 8  | 0,802  | 0,011 | 0,108     | 0,016   | 0,063   |
| 9  | 0,766  | 0,015 | 0,126     | 0,015   | 0,078   |
| 10 | 0,732  | 0,021 | 0,143     | 0,014   | 0,090   |
| 11 | 0,700  | 0,027 | 0,158     | 0,013   | 0,102   |
| 12 | 0,672  | 0,034 | 0,170     | 0,012   | 0,111   |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

Com relação ao caso da decomposição da variância do erro da soja, o preço internacional do açúcar é a variável mais relevante. Entretanto, os preços domésticos do açúcar, assim como o preço mundial do petróleo são inexpressivos, pois não alcançam 1% ao final dos doze períodos de avaliação.

**Tabela 5.** Decomposição da variância do erro da soja

|    | Açúcar   | Soja  | Sugarreal | Soyreal | Oilreal |
|----|----------|-------|-----------|---------|---------|
| 1  | 0,00E+00 | 1,000 | 0,000     | 0,000   | 0,000   |
| 2  | 3,79E+03 | 0,973 | 0,014     | 0,007   | 0,002   |
| 3  | 1,57E+04 | 0,938 | 0,028     | 0,015   | 0,003   |
| 4  | 3,58E+04 | 0,898 | 0,041     | 0,022   | 0,003   |
| 5  | 6,13E+04 | 0,854 | 0,053     | 0,029   | 0,002   |
| 6  | 8,91E+04 | 0,807 | 0,065     | 0,037   | 0,002   |
| 7  | 1,16E+05 | 0,762 | 0,075     | 0,045   | 0,002   |
| 8  | 1,41E+05 | 0,718 | 0,083     | 0,055   | 0,003   |
| 9  | 1,63E+05 | 0,679 | 0,091     | 0,064   | 0,003   |
| 10 | 1,81E+05 | 0,644 | 0,097     | 0,074   | 0,003   |
| 11 | 1,97E+05 | 0,614 | 0,102     | 0,084   | 0,004   |
| 12 | 2,10E+05 | 0,588 | 0,105     | 0,093   | 0,004   |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da análise.

## 5. Conclusões

Este trabalho teve como intuito verificar a influência do preço mundial do petróleo sobre o preço do açúcar e da soja e a relação existente entre os preços nacionais de açúcar e soja com os preços internacionais desses mesmos produtos.

Os resultados demonstraram que as séries utilizadas no modelo são integradas de ordem um e cointegradas com duas raízes características. Por meio da função impulso resposta observou-se que, de maneira geral, a resposta de um choque no preço do petróleo sobre o preço das *commodities* responde, inicialmente, de forma negativa, com exceção do preço doméstico do açúcar. Ademais, os choques são de baixo impacto e se estabilizam a partir do sexto período. Por sua vez, os preços nacionais respondem de forma positiva a choques nos preços internacionais, corroborando com a hipótese inicial da existência de relação unilateral dos preços. Pela decomposição da variância do erro do açúcar e soja, observou-se que o preço do petróleo é pouco relevante, especialmente para a variação dos preços domésticos da soja, tendo em vista que tal preço não atingiu 1% de participação ao longo dos doze períodos analisados. No caso do açúcar, embora o preço do petróleo tenha tido pouca participação na variância do erro, observou-se uma tendência ascendente ao longo dos doze períodos decompostos. Portanto, conclui-se que os preços internacionais da soja e do açúcar tem maior influência na determinação de seus preços domésticos, do que o preço mundial do petróleo.

Diferente do mercado norte-americano onde se observa uma interação entre o preço mundial do petróleo e o preço de *commodities* como etanol e açúcar, no Brasil isto não se observa, o que pode ser um efeito da intervenção do governo, por meio do controle de preços do mercado de etanol.

## Referências

- Avalos, F.** (2014), Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break. *Journal of International Money and Finance*, 42, 253–271.
- Block, A., Coronel, D. A. e Veloso, G. O.** (2012), Análise da transmissão de preços no setor sucroalcooleiro brasileiro. *R. eletr. extra. neg.*, 5, 2, 120-137.
- Caldarelli, C. E. e Bacchi, M. R. P.** (2010), Fatores de influência no preço do milho no Brasil. *Texto para discussão 39*, Embrapa Informação Tecnológica, Brasília.
- Ciaian, P e Kancs, D'arts.** (2011), Interdependencies in the energy–bioenergy–food price systems: A cointegration analysis, *Resource and Energy Economics*, 22, 1, 326-348.
- Dickey, D. A. e Fuller, W. A.** (1979), Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Alexandria, 74, 427-431.

- Dickey, D. A. e Fuller, W. A.** (1981), Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, Oxford, 49, 1057-1072.
- Enders, W.** (2010), *Applied econometric time series*. 3. ed. New Jersey: John Wiley, 480.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J.** (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Oxford, 55, 2, 251-276.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J.** (1991), *Long-run economic relationship: reading in cointegration*. New York: Oxford University Press, 301. (Advanced texts in Econometrics).
- Freitas, S.M., Margarido, M.A., Barbosa, M.Z. e Franca, T.J.F.** (2001), Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. *Agricultura em São Paulo*, 48, 1, 1-20.
- Hanson, K., Robinson, S. e Schluter, G.** (1993), Sectoral effects of a world oil price shock-economy-wide linkages to the agricultural sector. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 18, 1, 96-116.
- Harris, R. I. D.** (1995), *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 176.
- Johansen, S.** (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian VAR Models. *Econometrics*, 59, 6, 1551-158.
- Johansen, S.** (1988), Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Liu, L.** (2014), Cross-correlations between crude oil and agricultural commodity markets. *Physica A*, 395, 293-302.
- Margarido, M. A., Turolla, F. A. e Fernandes, J. M.** (2001), Análise da Elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional da Soja. *Pesquisa & Debate*, São Paulo, 12, 2(20), 5-40.
- Nazlioglu, S.** (2011), World oil and agricultural commodity prices: Evidence from nonlinear causality. *Energy Policy*, 39, 5, 2935-2943.
- Nazlioglu, S. e Soytaş, U.** (2011), World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market. *Energy Economics*, 33, 3, 488-496.
- Pindyck, R. S. e Rotemberg, J. J.** (1990), The Excess Co-movement of Commodity Prices. *The Economic Journal*, 100, 403, 1173-1189.
- Reboredo, J. C.** (2012), Do food and oil prices co-move? *Energy Policy*, 49, 456-467.
- Sims, C.** (1980), Macroeconomics and reality. *Econometrica*, Oxford, 48, 1, 1-48.
- Souza M.O., Marques D.V., Souza G.S. e Marra R.** (2010), O Complexo da soja: aspectos descritivos e previsões. *Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento*, Rio de Janeiro, 2, 1, 56-86.
- Zhang, Q. e Reed, M.** (2008), Examining the Impact of the World Crude Oil Price on China's Agricultural Commodity Prices: The Case of Corn, Soybean, and Pork: *The Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings*.
- Zhang, Z.** (2010), Food versus fuel: What do prices tell us? *Energy Policy*, 38, 1, 445-451.