

Transmissão de preços da commodity soja no mercado internacional Brasil e Estados Unidos: Aplicação dos modelos vetorial autoregressivo (VAR) e GARCH-BEKK diagonal

Transmission of soybean commodity prices in the Brazil and United States international market: Application of the autoregressive vector (VAR) and GARCH-BEKK diagonal models

DOI:10.34117/bjdv7n11-109

Recebimento dos originais: 09/10/2021

Aceitação para publicação: 09/11/2021

Carlos Alberto Gonçalves da Silva

Doutor em Engenharia da Produção – COPPE/UFRJ

Pós-Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal Fluminense

Pesquisador Visitante do PPGCE da Universidade do Estado do Rio de Janeiro e bolsista da FAPERJ.

E-mail: ca7gon@gmail.com

RESUMO

Este trabalho estuda o mercado internacional de soja através das relações entre os preços. Estimou-se um modelo VAR para verificar a transmissão do preço da commodity da soja entre os mercados do Brasil e dos Estados Unidos. Foram realizados testes de raiz unitária, causalidade de GRANGER, testes de cointegração entre os preços, função de impulso-resposta e a decomposição da variância dos resíduos para se verificar o grau de influência das relações propostas. O modelo VAR se ajusta bem à explicação da dinâmica dos preços da soja. As significâncias estatísticas dos parâmetros das estimações confirmam a transmissão dos preços da soja entre os mercados. Para verificar a transmissão de volatilidade dos preços entre os mercados internacionais, é utilizado o modelo GARCH multivariado com parametrização BEKK. Com base nesse modelo, são estimados os relacionamentos bivariados entre os mercados no período janeiro de 2006 a dezembro de 2019. Os resultados obtidos permitem concluir que, durante a crise de 2008, houve mudança na direção da transmissão de volatilidade entre o mercado brasileiro e o mercado americano.

Palavras-chave: Commodity Soja, Transmissão De Preço, Modelo Vetorial Autoregressivo, Modelo Garch-Bekk.

ABSTRACT

His work studies the international soybean market through the relationship between prices. A VAR model was estimated to verify the transmission of the soybean commodity price between the Brazilian and USA markets. Unit root tests, GRANGER causality, price cointegration tests, impulse-response function and residual variance decomposition were performed to verify the degree of influence of the proposed relationships. The VAR model fits well in explaining the dynamics of soybean prices. The statistical significance of the estimation parameters confirms the transmission of soybean prices between markets. To verify the transmission of price volatility between international markets, the multivariate GARCH model with BEKK parameterization is used. Based on this model, bivariate relationships between markets are estimated for the period January 2006 to

December 2019. The results obtained allow us to conclude that, during the 2008 crisis, there was a change in the direction of the transmission of volatility between the Brazilian market and the American market.

Keywords: Commodity Soybean, Price Transmission, Autoregressive Vector Model, Garch-Bekk Model.

1 INTRODUÇÃO

O mercado internacional de soja é composto por três principais produtores e exportadores: Brasil, Estados Unidos e Argentina. A China se destaca como maior comprador mundial.

Segundo o USDA, a produção da safra mundial de soja referente ao mês de julho/2019 foi Brasil (35,44%), EUA (30,15%) e Argentina (15,27%) juntos são responsáveis por 80,87% de toda a produção mundial de soja em grão. A China participa com 57,68% de todas as importações mundiais. Em seu relatório, estima que a safra mundial de soja em grãos 2019/2020 será em cerca de 355,39 milhões de toneladas; valor 2,06% menor que o estimado na safra 2018/2019, de 362,87 milhões de toneladas, motivada pelas reduções de área americana, que na safra 2018/2019 era de 35,65 milhões de hectares, passando a ser estimada em 32,08 milhões de hectares na safra 2019/2020 (tabela 1). Esta redução ocorre pela guerra comercial entre Estados Unidos e China, que iniciou em abril de 2018, quando a China, em retaliação à taxaço de minério de ferro imposta pelos Estados Unidos, divulgou que iria taxar as importações de soja americanas em 25%. Portanto, as exportações americanas tiveram uma forte redução, aumentando mais ainda seus estoques de soja em grãos, motivando uma forte baixa dos preços na Bolsa de Valores de Chicago.

Tabela 1 – Produção mundial de soja (milhões de toneladas)

País/Safra	2018/2019 (A)	2019/2020 (B)	Variação (Abs.)	Variação (%)
BRASIL	117,00	123,00	6,00	5,13
ESTADOS UNIDOS	123,66	112,95	-10,71	-8,66
ARGENTINA	56,00	53,00	-3,00	-5,36
CHINA	15,90	17,00	1,10	6,92
OUTROS	50,31	49,45	-0,86	-1,71
TOTAL	362,87	355,39	-7,48	-2,06

Fonte: USDA

As importações mundiais para a safra 2019/2020 estão estimadas em 150,82 milhões de toneladas, valor este 1,34% maior que o previsto para a safra 2018/2019, com um aumento absoluto de apenas 1,99 milhões de toneladas. Para a safra 2019/2020, o USDA estima que a China importará aproximadamente 2 milhões de toneladas a mais que na safra 2018/2019 (tabela 2).

Tabela 2 – Importação mundial de soja (milhões de toneladas)

País/Safra	2018/2019 (A)	2019/2020 (B)	Variação (Abs.)	Variação (%)
CHINA	85,00	87,00	2,00	2,35
UNIÃO EUROPÉIA	15,80	15,10	-0,70	-4,43
MÉXICO	5,23	5,80	0,57	10,90
ARGENTINA	6,35	3,90	-2,45	-38,58
OUTROS	36,45	39,02	2,57	7,05
TOTAL	148,83	150,82	1,99	1,34

Fonte: USDA

Segundo USDA as exportações mundiais de soja na safra 2019/2020 registram a 151,26 milhões de toneladas, representando aumento de 0,73% em relação às exportações mundiais na safra 2018/2019, da ordem de 150,16 milhões de toneladas. O Brasil, na safra 2019/2020, sendo o maior exportador mundial de soja, com 76 milhões de toneladas de soja em grãos exportadas, redução de 1,62% em relação às exportações da safra 2018/2019, da ordem de 77,25 milhões de toneladas, ocasionadas pelas reduções das importações chinesas (tabela 3).

Tabela 3 – Exportação mundial de soja (milhões de toneladas)

País/Safra	2018/2019 (A)	2019/2020 (B)	Variação (Abs.)	Variação (%)
BRASIL	77,25	76,00	1,25	-1,62
ESTADOS UNIDOS	46,27	51,03	4,76	10,29
ARGENTINA	8,75	8,00	-0,75	-8,57
PARAGUAI	5,60	6,20	0,60	10,71
OUTROS	12,30	10,03	-2,27	-18,45
TOTAL	150,16	151,26	1,10	0,73

Fonte: USDA

Segundo o USDA, o Brasil, na safra 2019/2020, continua a ser o maior exportador de soja do mundo, com 76 milhões de toneladas de soja em grãos exportadas, redução de 1,62% em relação às exportações da safra 2018/2019, da ordem de 77,25 milhões de toneladas, ocasionadas pelas reduções das importações chinesas.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Os primeiros pesquisadores a estudar transmissão de preços e integração de mercado agrícola utilizaram modelos estáticos, ou seja, análise de preços com base em regressão simples. Estes modelos, passaram a ser criticados devido presença de outros fatores que podem causar variações nos preços, como sazonalidade e problemas climáticos, bem como de verificar se as séries eram estacionárias.

Já o modelo dinâmico tem a vantagem de verificar o impacto de choques de preços, bem como análise de transmissão de preços através de causalidade de Granger (1969).

Silva et al. (2015) analisam a volatilidade multivariada das séries de retorno para três commodities importantes nas exportações brasileiras: grão, farelo e óleo de soja, utilizando o modelo BEKK(1,1), compreendendo o período de janeiro de 1957 a junho de 2011. Os resultados mostram alta persistência à dissipação de choques aleatórios nas três séries de retornos. Existe alta correlação condicional entre os retornos do grão e farelo e do grão e o óleo.

Mayorga et al. (2007) estudam a transmissão de preços entre os mercados atacadistas de melão amarelo no Brasil, utilizaram métodos de séries de tempo, teste de raiz unitária, teste de co-integração de Johansen, o modelo autoregressivo vetorial (VAR), decomposição da variância dos erros de previsão e função resposta ao impulso. O período analisado abrange janeiro de 2001 a dezembro de 2005. Os resultados mostram que, apesar dos pólos Açu/Mossoró-RN e Baixo Jaguaribe-CE representam as maiores áreas produtoras nacionais de melão, variações nos preços de atacado de melão amarelo das Centrais de Abastecimento de Natal e Fortaleza, não afetam de maneira significativa os preços dos outros mercados estudados.

Souza e Campos (2009) estimam as elasticidades de transmissão entre pares de preços para a soja produzida nos estados Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, compreendendo o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008. Os autores utilizam testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen, estimação da função impulso-resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e estimação e análise do modelo vetorial de correção de erro (VEC). Os resultados indicam que as variações de preços de longo prazo, ocorridas no Rio Grande do Sul, são transmitidas quase que totalmente para os preços da soja no Paraná e no Mato Grosso.

Silva e Machado (2009) verificam se há transmissão de preços no mercado da soja para os mercados brasileiro e norte-americano. Utilizam-se testes de raiz unitária e de cointegração de Johansen, bem como modelo vetorial de correção de erros (VEC). Os

resultados indicam que em curto prazo não há forte relação de cointegração, porém em longo prazo, os preços apresentam-se cointegrados, sendo que as variações são transmitidas entre os dois mercados analisados.

Margarido e Turolla (2014) analisam o relacionamento, tanto em termos de volatilidade quanto de transmissão de preços, entre os preços internacionais do petróleo e do grão de soja, entre janeiro de 1980 e outubro de 2010. Os autores utilizam modelo vetorial de correção de erro (VEC), decomposição da variância dos erros de previsão e função de resposta de impulso, bem como o modelo GARCH multivariado. Os resultados mostram que as variações nos preços internacionais do petróleo são transferidas menos que proporcionalmente para os preços da soja.

Barbosa et al. (2002) analisam a elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão para o período de janeiro de 1985 até dezembro de 2000. Os resultados mostram que a Lei do Preço Único não é válida no mercado brasileiro de algodão, pois no longo prazo, variações nos preços internacionais do algodão não são totalmente transmitidas para os preços domésticos no Brasil.

Tonin e Barczysz (2011) analisam a relação de preços entre o mercado interno, especificamente a região de Maringá e o mercado externo da soja no período de julho de 1994 a dezembro de 2007. O teste de Granger mostra que há relação bidirecional entre as séries de preço analisadas, observou-se também a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, que foi verificada através da cointegração entre os dois preços, corroborando com o que diz a Lei do Preço Único. A rapidez na transmissão e a magnitude da relação entre os preços da região de Maringá e da CBOT indicam que a bolsa internacional pode ser considerada uma boa referência para os preços domésticos e vice-versa.

Carvalho et al. (2020) estudaram as transmissões de volatilidade de preços diários entre commodities agrícolas brasileiras, mais especificamente o etanol, o açúcar e a soja, no período 25 de janeiro de 2010 a 28 de dezembro de 2018. Inicialmente, estimou-se um modelo de vetor de correção de erros e, na sequência utilizou-se o modelo de heterocedástico condicional autoregressivo generalizado BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner)(1991). Os resultados mostraram que os preços do etanol, da soja e do açúcar estão relacionados à dinâmica de equilíbrio de longo prazo e de curto prazo, mas não é possível concluir que exista transbordamento de volatilidade entre os preços analisados.

Serra et al. (2011) investigaram as transmissões de volatilidades dos preços entre os mercados de petróleo, etanol e açúcar usando um modelo GARCH semiparamétrico,

além de dados semanais, entre o período de julho de 2000 a novembro de 2010. Os resultados sugerem que os preços do etanol e do petróleo, tanto quanto os preços do açúcar e do etanol, estavam relacionados por uma paridade de equilíbrio de longo prazo. As relações demonstram que o preço do etanol aumentava com o preço do açúcar e do petróleo. Para avaliar os efeitos de transbordamento da volatilidade, os autores usaram um modelo BEKK. Além disso, concluíram que choques no mercado de petróleo e no mercado de açúcar levavam a uma maior volatilidade nos preços do etanol.

Serra & Gil (2013) usaram dados mensais de janeiro de 1990 a dezembro de 2010 para estudar a volatilidade do preço do milho nos Estados Unidos. Os autores estimaram um modelo MGARCH que permite, paramétrica e semiparametricamente, variáveis exógenas. Como resultado, encontraram evidências de transmissão de volatilidade entre os mercados do etanol e milho.

Vários autores desenvolveram trabalhos utilizando-se modelos vetorial autoregressivo e GARCH multivariado pode-se citar Filho e Alvim (2008), Machado (2008), Souza e Campos (2008), Pino e Rocha (1994), Aguiar e Barros (1991), Sakthivel et al. (2012), Dark et al. (2010) e Karolyi (1995).

3 METODOLOGIA E DADOS

3.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E SAZONALIDADE

Para testar a estacionariedade das séries, serão utilizados neste trabalho, os testes ADF (Dickey-Fuller Aumentado) (1981), Phillips-Perron (1988) e KPSS (1992) sem quebra estrutural.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde ΔY_t é o operador de diferenças ($Y_t - Y_{t-1}$), α é uma constante, βt é a componente de tendência do modelo, γ é o coeficiente que permite testar a estacionariedade (se $\gamma = 0$, Y tem uma raiz unitária), p é o número de termos defasados a incluir no modelo e ε_t é o termo de erro aleatório ou perturbação estocástica.

O teste Phillips e Perron (PP) também é usado para investigar a presença de raiz unitária da série. O que difere entre os dois testes é o fato de que o teste Phillips-Perron garante que os resíduos são não correlacionados e possuem variância constante. Ao

contrário do teste Dickey-Fuller Aumentado, o teste de Phillips-Perron não inclui termos de diferenças defasadas, mas pode também incluir termos de tendência e um intercepto.

O teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin), surgiu como uma forma de complementar a análise dos testes de raiz unitária tradicional, como testes ADF e PP. Ao contrário dos testes ADF e PP, o teste KPSS, considera como hipótese nula que a série é estacionária, ou estacionária em torno de uma tendência determinística, contra a hipótese alternativa que um caminho aleatório está presente.

A existência de quebra estrutural, seja no nível da série ou em sua tendência, pode comprometer as conclusões dos testes de raiz unitária realizadas que não levam em conta essa mudança. Assim sendo, a metodologia utilizada para testar a raiz unitária na presença de quebra estrutural é a de Zivot e Andrews (1992). Esse método analisa a presença de quebra estrutural no nível, na tendência ou nível e tendência da série estudada. Os autores utilizaram as seguintes equações:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDT_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \delta t + nDT_t + nDU_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde a primeira equação testa para queda no nível, a segunda equação é utilizada para testar quebra na tendência e a terceira equação para testar conjuntamente em nível e tendência.

Os termos DU_t e DT_t são respectivamente, variáveis dummies para uma quebra estrutural na constante ou na tendência em uma determinada data da série. Assim, considera a hipótese nula (H_0) com presença de raiz unitária, enquanto a hipótese alternativa (H_1) sem tendência estocástica, mas com uma série estacionária com quebra estrutural.

Para avaliar a existência ou não de sazonalidade na série dos preços da soja, serão utilizados os testes de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo, conhecido como teste de HEGY (1990), uma vez que a sazonalidade é muito comum em séries temporais mensais. Este teste verifica a existência de raiz unitária sazonal e raiz unitária regular (não-sazonal / tendência estocástica). De acordo com Lütkepohl e Krätzig (2004), o teste para dados

mensais é dado pelo seguinte modelo estimado por MQO (mínimos quadrados ordinários):

$$\Delta_{12}y_t = \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \pi_{11} y_{7,t-1} + \pi_{12} y_{7,t-2} + u_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Para analisar sua significância estatística empregam-se as estatísticas t, bem como o teste F (para significância conjunta dos parâmetros) e seus valores críticos são apresentados por Franses (1990) e Franses e Hobijn (1997).

Segundo Lütkepohl e Krätzig (2006), o processo Y_t terá raiz unitária não sazonal na frequência zero (tendência estocástica), caso $\pi_1 = 0$; e terá raiz unitária sazonal, se ao menos um da ordem π_i ($i=2,3,\dots,12$) for igual a zero.

3.2 MODELO VETORIAL AUTOREGRESSIVO

Para analisar a transmissão de preços da soja entre o Brasil e Estados Unidos é feita com base no modelo vetorial autoregressivo (VAR), análise de funções de resposta a impulso e análise de decomposição de variâncias.

O modelo VAR pode ser expresso da seguinte maneira:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + B_0 Z_t + B_1 Z_{t-1} + \dots + B_p Z_{t-p} + e_t \quad (6)$$

Onde:

A_0 = Vetor de termos interceptados $n \times 1$;

A_1, \dots, A_p = $n \times n$ matrizes de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas aos valores correntes de tais variáveis;

B_0, \dots, B_p = $n \times m$ matrizes de coeficientes que relatam valores atuais e defasados de variáveis exógenas para valores correntes de variáveis endógenas;

e_t = vetor $n \times 1$ de termos de erros

Cada uma das variáveis X e Z é explicada por seus valores defasados.

A seleção do melhor modelo VAR, têm-se como base os Critérios de Schwarz (SC), Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ), os quais são importantes para determinar o número de defasagens a incluir no modelo VAR, já que leva em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e o de estimadores do parâmetro. Assim, quanto menores os valores, melhor será o modelo.

A etapa seguinte deve testar a existência de cointegração entre as variáveis analisadas no presente estudo. A cointegração identifica se processos não estacionários apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, duas ou mais séries de tempo não estacionárias cointegram se tem uma relação de longo prazo estável com resíduos estacionários. Os testes de cointegração entre duas ou mais séries econômicas permitem aceitar ou rejeitar a relação de longo prazo existente entre essas variáveis.

Para verificar a existência de cointegração entre um conjunto de variáveis econômicas utiliza-se o método de Johansen & Juselius (1990). Este método se baseia na seguinte versão modificada de um modelo VAR:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \alpha d_t + \mu + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde:

y_t = Vetor com k variáveis;

ε_t = Erro aleatório;

d_t = Vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

Sendo r o posto da matriz Π , então Π tem r raízes características (eigenvalores) ou autovalores estatisticamente diferentes de zero. Existem três situações que podem ocorrer: (a) se $r = k$, então y_t é estacionário; (b) se $r = 0$, então Δy_t é estacionário e (c) se $0 < r < k$, existem matrizes α e β tais que $\Pi = \alpha\beta'$ e o vetor βy_t é estacionário. Sendo que α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto β é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo.

A hipótese nula de que existem r vetor cointegrado é testada usando-se a estatística traço (λ_{trace}) e a estatística do máximo autovalor (λ_{max}).

O teste traço é dado por:

$$\lambda_{trace} = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

Onde Q é a função de verossimilhança restrita maximizada / função de verossimilhança sem restrição maximizada.

O teste máximo autovalor é dado por:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (9)$$

Onde λ_i são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz Π estimada e T é o número de observações. Se os valores calculados de λ_{trace} e λ_{\max} são superiores aos valores críticos, então se rejeita a hipótese nula de não cointegração.

Os procedimentos descritos até aqui são úteis para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Assim, Engle e Granger (1987) demonstraram que, mesmo apresentando uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis não estacionárias (em nível), é possível que ocorra desequilíbrio no curto prazo, ou seja, a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Após o teste de cointegração, sabendo-se que as séries têm uma dinâmica comum e são integradas de mesma ordem, pode-se especificar um VAR mais completo denominado modelo de correção de erros (MCE), onde suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo.

Na sequência, é testado a Causalidade de Granger, o qual assume que “o futuro não pode causar o passado nem o presente”, mas, se a variável Z causa alterações na variável Y , então Z precede e/ou é informação relevante para Y . A hipótese básica é que a informação relevante para a predição está contida exclusivamente nas séries de tempo dessas variáveis. Desse modo, neste teste dois cuidados básicos referem-se à presença de autocorrelação entre os resíduos das regressões e o número de defasagens. Se houver autocorrelação, é preciso eliminá-la.

Além das especificações econométricas descritas acima, a presente pesquisa estima as funções impulso-resposta para captar a intensidade e o sinal dos choques de preços no mercado internacional da soja entre Brasil e Estados Unidos. Para a realização dos testes de raiz unitária, cointegração, estimativa do modelo VAR, causalidade Granger, impulso-resposta e decomposição da variância de erros utilizou-se o EViews 9.0.

3.3 MODELO GARCH MULTIVARIADO

O modelo GARCH multivariado especifica equações que mostram como as covariâncias se movem conjuntamente ao longo do tempo. Segundo Harris e Sollis

(2003), o modelo deve ser utilizado quando quantifica o relacionamento entre duas variáveis com suas respectivas volatilidades.

Existem algumas formulações do modelo GARCH multivariado, entre os quais, destacam-se os modelos VEC, VEC diagonal, BEKK scalar e BEKK diagonal. No presente estudo, será utilizado apenas o modelo BEKK diagonal proposto por Engle e Kroner (1995), que pode ser visto detalhadamente em Brooks (2002) e Tsay (2005). A idéia básica do modelo é considerar todos os parâmetros em forma quadrática, garantindo a determinação positiva da matriz de variância-covariância e pode ser escrito da seguinte maneira:

$$H_t = W_0 + A_i'(\varepsilon_{t-i}, \varepsilon_{t-i}')A_i + B_j'(H_{t-j})B_j \quad (10)$$

Para o caso de duas séries de retornos, o modelo BEKK é representado como:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{12} & w_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{12,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

As equações de variância e covariância são expressas da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= w_{11} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_{11}^2 h_{11,t-1} \\ h_{22,t} &= w_{22} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_{22}^2 h_{22,t-1} \\ h_{12,t} &= w_{12} + \alpha_{11}\alpha_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \beta_{11}\beta_{22}h_{11,t-1}h_{22,t-1} \end{aligned}$$

3.4 DADOS

Os dados empregados neste estudo correspondem às médias mensais de preços de soja obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da ESALQ / USP) e USDA (United States Department of Agriculture), correspondendo o período janeiro de 2006 a dezembro de 2019. Essas séries de preços em dólares foram transformadas em logaritmos, de forma que os coeficientes obtidos correspondem às elasticidades de transmissão de preços. As séries foram nomeadas como Lpsbr (mercado brasileiro) e Lpsus (mercado americano).

4 RESULTADOS E ANÁLISE EMPÍRICA

Os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) com constante e com tendência, identificaram que as séries de retornos dos preços da soja no Brasil e nos Estados Unidos são estacionárias ao

nível de significância de 5% de erro e não contém raízes unitárias, conforme se observa na Tabela 4.

No entanto, em primeira diferença, todas as séries apresentam estacionariedade para qualquer especificação dos testes de Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron e KPSS. Neste sentido, conclui-se que as séries em estudo são processos integrados de ordem um.

Tabela 4 – Teste de estacionariedade para a série dos retornos dos preços da soja.

Variáveis	ADF	Valor Crítico (5%)	PP	Valor Crítico (5%)	KPSS	Valor Crítico (5%)
Brasil (DLpsbr)	-13,1706	- 3,4369	- 13,1721	- 3,4369	0,0452	0,1460
EUA (DLpsus)	-11,0287	-3,4369	- 11,0287	-3,4369	0,0519	0,1460

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.: D = significa a primeira diferença da variável.

O teste escolhido para verificar a sazonalidade das variáveis foi o teste de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo (HEGY), por se tratar de séries temporais de preços agrícolas, sujeitos à existência de ciclos e tendências e à variação sazonal da produção. Os valores contidos na tabela 5 mostram que, para a variável, em nível, se rejeita a hipótese de raiz unitária regular ($\pi_1 = 0; H_0$: possui raiz unitária regular) com significância de 5%, logo a série é estacionária em nível. A hipótese de raiz unitária sazonal ($\pi_2 = 0; H_0$: possui raiz unitária sazonal) foi rejeitada ao nível de significância de 5%. Portanto, a série não possui raiz unitária sazonal.

Tabela 5 - Teste HEGY para raiz unitária dos preços da soja com tendência e sazonalidade

Brasil (DLpsbr)			
π	Teste HEGY	Valor crítico	Decisão
π_1	-2,570	-2,520	Rejeita H_0
π_2	-3,397	-2,540	Rejeita H_0
EUA (DLpsus)			
π_1	-2,557	-2,520	Rejeita H_0
π_2	-6,232	-2,540	Rejeita H_0

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: Valores críticos de Franses e Hobijn (1997).

$t(\pi_1) = -3,40$ a 1%; $-2,82$ a 5%; $-2,52$ a 10%.

$t(\pi_2) = -2,54$ a 1%; $-1,94$ a 5%; $-1,60$ a 10%.

Realiza-se então a análise de cointegração dos preços da soja, com base nas estatísticas traço e máximo autovalor. A cointegração reflete o equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema converge, ou seja, as séries analisadas apresentam uma relação de

longo prazo se as mesmas forem cointegradas, isso indica que existe um vetor de correção de erros (VEC) que liga as séries.

De acordo com os valores apresentados na Tabela 6, não se verificou cointegração, ou seja, não se rejeita a hipótese nula de que existe pelo menos uma equação de cointegração. Os resultados obtidos mostraram que para ambas estatísticas não há presença de nenhum vetor de cointegração ao adotar-se ao nível de significância de 5%. Portanto, não há relacionamento (ou equilíbrio) de longo prazo entre as variáveis. Como não há nenhum vetor de cointegração, ao invés do modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), estimou-se o modelo VAR em nível. Novamente foi utilizado os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SBIC) e Hannan-Quinn (HQ) para selecionar o número ótimo de defasagens do modelo VAR. De acordo com resultados dos critérios de informação, descritos na Tabela 7, optou-se em trabalhar com uma defasagem e com base nos critérios de informação nos permite concluir que há influência do preço de um produto sobre o outro com um período anterior (uma defasagem).

Tabela 6 - Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços da soja no Brasil e nos Estados Unidos

Estatística Traço				
Relação	Lags	Vetores de Cointegração	Teste Traço	Valor Crítico
DLpsbr(Brasil) – DLpsus(EUA)		$r = 0$	143.9908*	15.4947
		$r \leq 1$	45.1161*	3.8415
Estatística Máximo Autovalor				
Relação	Lags	Vetores de Cointegração	Teste Máximo Autovalor	Valor Crítico
DLpsbr(Brasil) – DLpsus(EUA)		$r = 0$	98.8745*	14.2646
		$r \leq 1$	45.1161*	3.8415

Fonte: Elaborada pelo autor. Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância. D = significa a primeira diferença da variável.

Tabela 7: Determinação do número de defasagens no modelo VAR para as séries de preços da soja

Lag	Log L	AIC	SBIC	HQ
0	468.1976	-5,6853	-5,6475	-5,6699
1	509.8382	-6,1444*	-6,0309*	-6,0983*
2	512.1856	-6,1242	-5,9352	-6,0475
3	515.3453	-6,1140	-5,8493	-6,0065
4	516.8897	-6,0840	-5,7438	-5,9459

Fonte: Elaborada pelo autor.

Analisando a tabela 8 pode-se verificar que o processo de transmissão de preços ocorre nas variáveis estudadas, no sentido que o preço da soja no Brasil (Lpsbr) é significativo e positivamente influenciado pelo retorno do próprio preço com uma defasagem, bem como influenciado pelo retorno do preço da soja nos Estados Unidos (Lpsus) com uma defasagem. Pode-se concluir que as variáveis com um mês de defasagem possuem sinais positivos estão diretamente relacionadas com a variável

(Lpsbr) no tempo t e que suas variações de 10% causam no preço atual da soja no Brasil de 7,81% e 1,81% respectivamente. O coeficiente de correlação (R) mostrou um ajustamento significativo de 0,961, ou seja, 96,1% das variações na variável preço da soja no Brasil são explicadas por variações nos preços da soja nos Estados Unidos.

Na variável (Lpsus) o retorno do preço mostra forte influência do seu próprio preço no período $t-1$ e tem pouca influência pelo retorno do preço da soja no Brasil (Lpsbr), período com uma defasagem. A variação de 10% no preço da soja nos EUA, mês anterior causa no preço atual uma variação de 7,30%, enquanto um aumento de 10% do preço da soja no Brasil, tempo $t-1$ conduz uma elevação de 2,1% no preço da soja americana no tempo t .

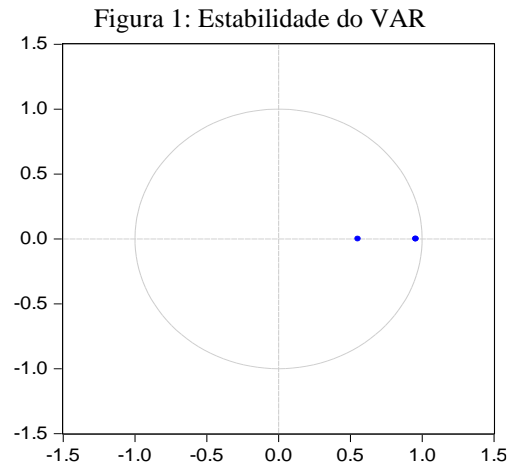
Com relação ao coeficiente de correlação, indica que 97,2% das variações do preço da soja nos Estados Unidos são explicadas por variações nos preços da soja no Brasil.

Tabela 8 – Resultados do modelo Vetorial Autoregressivo (VAR)

Modelo VAR para a variável Lpsbr (Brasil)		Modelo VAR para a variável Lpsus (EUA)	
Variáveis	Coefficientes	Variáveis	Coefficientes
Lpsbr _{$t-1$}	0,7810 [10,8022]*	Lpsbr _{$t-1$}	0,2101 [3,8131]**
Lpsus _{$t-1$}	0,1815 [2,3424]**	Lpsus _{$t-1$}	0,7298 [11,8474]*
Constante	-0,4479 [-1,6894]***	Constante	0,9743 [4,5763]**
R	0,961	R	0,972

Fonte: Elaborada pelo autor. Nota: * Significativo a 1% de probabilidade, ** Significativo a 5% de probabilidade, *** Significativo a 10% de probabilidade e L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos. R = coeficiente de correlação

A validação das condições de estabilidade do VAR depende das raízes inversas do polinômio característico autoregressivo, exibidas na figura 1. Verifica-se que as raízes se encontram dentro do círculo unitário, o que garante a estabilidade do modelo e, portanto, torna-se viável a análise da função de Resposta ao Impulso.



Após a estimação do VAR, realiza-se o teste de Causalidade de Granger, descrito na Tabela 6, para averiguar se existe uma relação causal no sentido de Granger entre as variáveis. Constata-se causalidade bidirecional no sentido de Granger entre as relações, ou seja, pela análise de Causalidade de Granger as estimativas obtidas, anteriormente, no modelo VAR, evidenciam que existe transmissão de preços entre os dois maiores produtores mundiais.

Os testes F apresentados na tabela 9, serviram para testar a hipótese de que, coletivamente os coeficientes defasados são iguais a zero.

No primeiro caso, a hipótese nula é de que o preço da soja nos EUA não causa variação no preço da soja no Brasil. No segundo caso, a hipótese nula é de que o preço da soja no Brasil não causa variação no preço da soja nos EUA. Os testes F demonstraram que as cinco defasagens apresentadas nas tabelas 6 são estatisticamente diferentes de zero. Por outro lado, na tabela 6 ocorre exatamente o contrário e portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes defasados sejam iguais a zero. Assim, significa dizer que a variação do preço nos Estados Unidos não sofre influência no preço da soja no Brasil, pois o valor F é insignificante. As alterações na série de preços da soja no Brasil causa influência das séries de preços da soja nos Estados Unidos.

Tabela 9: Teste de Causalidade de Granger entre os preços de soja no Brasil e nos EUA

Hipótese nula	Teste F	Prob.	Decisão
Lpsus (EUA) não Granger causa Lpsbr (Brasil)	1,3099	0,2627	Não Rejeitar H_0
Lpsbr (Brasil) não Granger causa Lpsus (EUA)	12,7923	2E-10*	Rejeita H_0

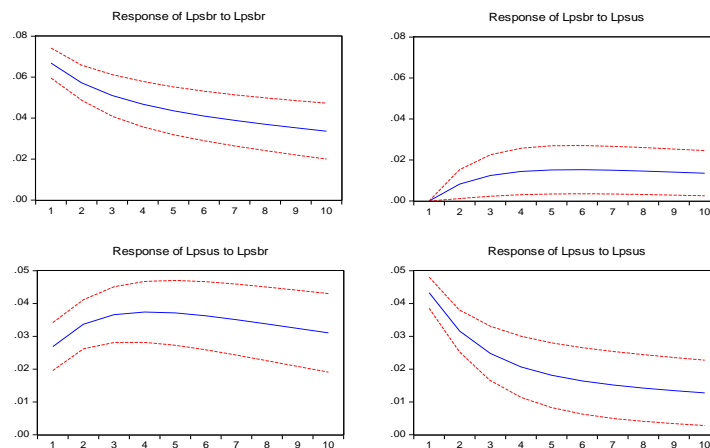
Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa. Nota: * nível de significância de 1%.

Na Figura 2, pode-se observar que choque do preço da soja no Brasil reproduz crescimento até o quarto mês e decai nos meses seguintes. Já o efeito no preço da soja do

mercado doméstico diante de um choque nos preços da soja nos Estados Unidos, se mostrou em crescimento até o quarto mês, a partir do quinto mês persiste estacionário.

É interessante destacar que os preços da soja no mercado nacional estão expostos a impulsos que, de acordo com Tonin e Barczcz (2008), são afetados tanto do lado da oferta como da demanda. Do lado da oferta, os fatores que podem contribuir para a alteração da quantidade produzida se dão pelas variações dos efeitos climáticos, bem como as geadas, excesso ou escassez de chuvas. Já do lado da demanda, são as alterações nos instrumentos de política econômica, como a taxa de câmbio, política monetária, entre outros que induzem a alteração dos níveis de renda, hábitos do consumidor, entre outros.

Figura 2 - Funções impulso-resposta
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



As tabelas 10 e 11 apresentam os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as duas variáveis Lpsbr (Brasil) e Lpsus (EUA), revelam em termos percentuais qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre a outra variável pertencente ao sistema. A primeira coluna das tabelas, apresenta os períodos expressos em número de meses. A terceira e quarta colunas, estão representadas às proporções dos erros de previsão de cada variável do modelo.

A partir da Tabela 10, verifica-se que, decorridos 10 meses após um choque não antecipado sobre Lpsbr, cerca de 7,39% da variância dos erros de previsão de Lpsbr é atribuída pela variável Lpsus, enquanto que, os restantes 92,61% deve-se a ela própria. Portanto, apesar do preço da soja ser influenciado por ele próprio, a taxa de câmbio e os preços internacionais da soja também assumem certa importância no comportamento dos preços da soja do mercado nacional.

Conforme os resultados apresentados na tabela 11, observa-se que o choque não antecipado na variável preço da soja (Lpsus) representa cerca de 72,20% das variações nos preços são explicados pela própria variável, no primeiro momento, e com o decorrer dos meses a formação de preços da soja é transferido para a variável Lpsbr. Portanto, o preço médio da soja nos EUA é influenciado pelo preço médio da soja no Brasil (Lpsbr) em cerca de 68,81%, decorridos 10 meses após choque não antecipado.

Tabela 10 - Evolução dos impactos da decomposição da variância dos erros de previsão dos preços da soja no Brasil

Meses	Lpsbr (Brasil)		
	Erro padrão	Lpsbr	Lpsus
	0,0669	100,00	0,00
2	0,0884	99,14	0,86
3	0,1028	97,91	2,09
4	0,1138	96,71	3,29
5	0,1228	95,65	4,35
6	0,1304	94,78	5,22
8	0,1425	93,46	6,52
10	0,1519	92,61	7,39

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados da pesquisa. Nota: L = indica que as variáveis estão expressa em logaritmos.

Tabela 11 - Evolução dos impactos da decomposição da variância dos erros de previsão dos preços da soja nos EUA

Meses	Lpsus (EUA)		
	Erro padrão	Lpsbr	Lpsus
1	0,0509	27,80	72,20
2	0,0688	39,22	60,78
3	0,0817	47,79	52,21
4	0,0922	53,98	46,02
5	0,1011	58,46	41,54
6	0,1086	61,75	38,25
8	0,1208	66,13	33,87
10	0,1302	68,81	31,19

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados da pesquisa Nota: L = indica que as variáveis estão expressa em logaritmos.

No caso de existir autocorrelação na variância dos resíduos do modelo VAR estimado anteriormente, necessita-se realizar o teste ARCH-LM sobre esses erros, no sentido de verificar se há heterocedasticidade condicional, que permitirá a utilização do modelo GARCH-BEKK diagonal. A tabela 12 apresenta os resultados dos testes realizados para cada uma das séries de resíduos do modelo bivariado. Através da estatística F, rejeita a hipótese nula de homocedasticidade ao nível de significância de 1%. Assim, existe volatilidade condicional em ambas as variáveis, ou seja, que há presença de efeitos ARCH no modelo analisado.

Tabela 12 - Teste ARCH-LM sobre os resíduos do modelo VAR entre os preços da soja no Brasil e nos Estados Unidos

Estatística	Variável (Lpsbr)	Variável (Lpsus)
F	3,6749	6,6556
Valor-p	(0,0006)*	(0,0000)*
Nº Obs*R ²	17,1059	28,6054
Valor-p	(0,0013)**	(0,0000)*

Fonte: Elaborada pelo autor. Nota: * Significativo a 1% de probabilidade, ** Significativo a 5% de probabilidade

Segundo os dados apresentados na tabela 13, foi constatado no período de análise, através do valor (0,23808) com nível significativo de 1% de erro, os preços de soja do Brasil influenciaram o comportamento dos preços do produto nos Estados Unidos, além do país possuir uma infraestrutura adequada para produzir e escoar a produção, pois os produtores constam com seguros eficientes mesmo que houver quebras na safra.

Tabela 13 - Estimativa da equação média do BEKK diagonal

Variáveis	Constante	Lpsbr _{t-1}	Lpsus _{t-1}
Lpsbr _t	- 0,64034 (0,0170)**	0,79480 (0,0000)*	0,21331 (0,0155)
Lpsus _t	0,66318 (0,0004)*	0,15429 (0,0014)**	0,81006 (0,0000)*

Fonte: Elaborada pelo autor com base no Eviews 9.0. Nota: * nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5%.

Com base no modelo GARCH-BEKK (1,1) com matriz de coeficiente diagonal, as estimativas com distribuição t Student são apresentadas na tabela 14. Os parâmetros de choque de cada mercado (A11 e A22), com efeito ARCH são significativos ao nível de 5%, evidenciando que a volatilidade de cada mercado é afetada por notícias de períodos anteriores sobre volatilidade e presença de agrupamento de volatilidade. Da mesma forma, defasado a persistência da volatilidade de cada mercado (B11 e B22) tem um efeito GARCH positivo em sua própria volatilidade defasada, ou seja, confirma que os choques da volatilidade serão lentamente enfraquecidos dos retornos. Os valores de B estão próximos de um em ambos os mercados de soja, indicando maior persistência de choques de volatilidade no mercado brasileiro do que no mercado americano, ou seja, significa que a volatilidade persiste mais no mercado brasileiro.

Tabela 14 - Resultado da estimativa do modelo GARCH-BEKK (1,1)

Matriz	Coefficientes/(p valor)	Erro padrão
M (1,1)	0,000431 (0,2717)	0,000392
M (1,2)	0,000202 (0,1687)	0,000146
M (2,2)	0,000279 (0,2059)	0,000221
A1 (1,1)	0,212101 (0,0386)**	0,102539
A1 (2,2)	0,369409 (0,0063)**	0,135270
B1 (1,1)	0,930544 (0,0000)*	0,056729

B1 (2,2)	0,890641 (0,0000)*	0,063982
----------	--------------------	----------

Fonte: Elaborada pelo autor com os resultados do Eviews 9.0. Notas: * nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5%.

As equações de variância-covariância condicional capturam com eficiência a volatilidade e a volatilidade cruzada porque a maioria dos coeficientes estimados são estatisticamente significativos, conforme apresentadas a seguir.

$$h_{11,t}(psbr) = 0,00043 + 0,04499\varepsilon_{1,t-1}^2 + 0,8659h_{11,t-1}$$

$$h_{22,t}(psus) = 0,00028 + 0,13646\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,79324h_{22,t-1}$$

$$\text{cov}_{12,(psbr,psus)} = 0,00020 + 0,07835\varepsilon_{1,t-1}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + 0,82878h_{12,t-1}$$

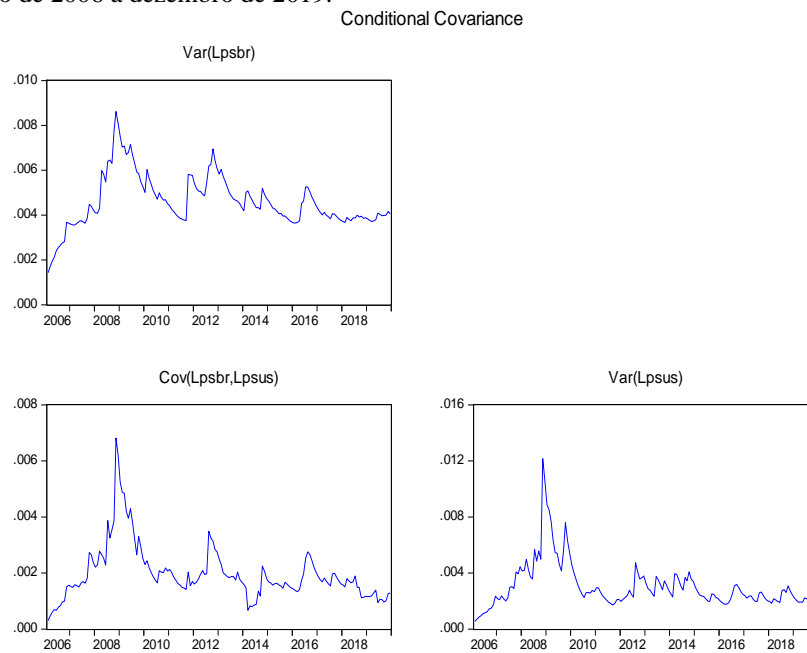
Pode-se observar uma forte evidência do efeito GARCH e a presença de um efeito ARCH mais fraco.

Os gráficos das variâncias-covariâncias condicionais estimadas pelo modelo BEKK-GARCH (1,1) são ilustrados na figura 3, e identificam movimentos voláteis no período de análise. A partir da figura 3, podemos observar que as correlações condicionais apresentam aumentos acentuados nos períodos 2007-2008 e 2011-2012 para o par de variáveis. O primeiro período de alta volatilidade (o pico mais alto) está relacionado à crise do mercado financeiro fez com que o preço internacional da soja e de outras commodities apresentaram quedas em setembro, em um ano em que muitos produtos agrícolas vinham registrando altas em seus preços.

Em 2008, o Brasil foi afetado pela crise financeira internacional. Iniciada nos EUA no setor imobiliário, ocasionada pela crise do subprime deflagrado com a falência de um dos bancos de investimentos dos EUA, o Lehman Brothers. Nos EUA, o PIB caiu 0,3% em 2008 e 3,6% em 2009. O socorro ao desastre financeiro veio da aplicação imensa de recursos para os bancos e compra de títulos de dívida de empresas.

No segundo período, a queda nos preços globais das commodities começou com a desaceleração da China no início de 2011. O país asiático viveu um processo de transição para um novo modelo econômico que valoriza o mercado interno em detrimento da produção industrial para exportação. Portanto, passou a demandar menos commodities o que, dado o seu tamanho relativo no mercado, influenciou os preços para baixo, principalmente o da soja.

Figura 3 - Variância-covariância condicional dos mercados da soja no Brasil e nos Estados Unidos no período janeiro de 2006 a dezembro de 2019.



5 CONCLUSÕES

O presente estudo buscou examinar a relação da transmissão de preços, causalidade entre os mercados produtores da soja, a partir da utilização do método de vetores autoregressivos (VAR) e dos resultados do modelo GARCH multivariado mostram se as volatilidades dos preços são afetadas por choques antecipados defasados de um período nos mercados do Brasil e dos Estados Unidos, durante o período compreendido entre janeiro de 2006 a dezembro de 2019.

Assim, pode-se verificar que o processo de transmissão de preços ocorre nas variáveis estudadas, no sentido que o preço da soja no Brasil (Lpsbr) é significativo e positivamente influenciado pelo retorno do próprio preço com uma defasagem, bem como pelo retorno do preço da soja nos Estados Unidos (Lpsus) com uma defasagem. Pode-se concluir que as variáveis com um mês de defasagem possuem sinais positivos estão diretamente relacionadas com a variável (Lpsbr) no tempo t e que suas variações de 10% causam no preço atual da soja no Brasil de 7,81% e 1,81% respectivamente.

Na variável (Lpsus) o retorno do preço mostra forte influência do seu próprio preço no período $t-1$ e tem pouca influência pelo retorno do preço da soja no Brasil (Lpsbr), período com uma defasagem. A variação de 10% no preço da soja nos EUA no mês anterior causa no preço atual uma variação de 7,30%, enquanto um aumento de 10% no preço da soja no Brasil no tempo $t-1$ conduz uma elevação de 2,1% no preço da soja americana no tempo t .

Na análise de causalidade de Granger, significa dizer que a variação do preço da soja nos Estados Unidos não sofre influência no preço da soja no Brasil e as alterações na série de preços da soja no Brasil causa influência das séries de preços da soja nos Estados Unidos.

Com base no modelo GARCH-BEKK (1,1), os parâmetros de choque de cada mercado (A11 e A22), evidenciam que a volatilidade de cada mercado é afetada por notícias de períodos anteriores sobre volatilidade. A persistência da volatilidade de cada mercado (B11 e B22) confirma que os choques da volatilidade serão lentamente enfraquecidos dos retornos.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D.; BARROS, G. S. C.- Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos oitenta. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v.21, n.1, p.89-103, jan.- abr., 1991.

AKAIKE, H. A- **New look at the statistical model identification**. IEEE Transactions on Automatic Control, Waschiton, v.19, p.716-723, 1973.

BABA, Y.; ENGLE, R. F.; KRAFT, D. F.; KRONER, K. F. - **Multivariate simultaneous generalized ARCH**. San Diego: University of California, 1991.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. - Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v.12, n.2, p.79-108, jul.- dez., 2002.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**.Cambridge. Cambridge University, 2002, 701 p..

CARVALHO, J. C.; PAVAN, L. S.; HASEGAWA, M. M. – Tran smissões de volatilidade de preços entre Commodities agrícolas brasileiras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 58(3), 2020 | <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.193763>.

DARK, J.; ZHANG, X.; QU, N. - Influence Diagnostics for Multivariate GARCH Processes. **Journal of Time Series Analysis**, vol. 31, I. 4, pp. 278-291, 2010.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. - The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, 49, 1057-1072, 1981.

ENGLE, R. F., & KRONER, K. F. - Multivariate Simultaneous Generalized Arch. **Econometric Theory**, 11(1), 122-150, 1995. de <http://www.jstor.org/stable/3532933>.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. - Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n.2, p. 251-276, 1987.

FILHO, R. B.; ALVIM, A.M. - Analise da Transmissão de Preços da Carne Bovina entre os países do Mercosul e Estados Unidos. XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Rio Branco (AC), 2008. CD Room.

FRANSES, P. H. - **Testing for seasonal unit root in monthly data**. Econometric Institute Report 9032A. Rotterdam: Erasmus University, 1990.

FRANSES, P. H.; HOBIJN, B. - Critical values for unit root tests in seasonal time series. **Journal of Applied Statistics**. v. 24, p. 25-46, 1997.

GRANGER, C. W. J. - Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, p. 424-438, 1969.

HARRIS, R. I. D.; SOLLIS, R. - **Applied time series modeling and forecasting**. Oxford: J. Wiley, 2003. 302 p.

HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.; GRANGER, C.; YOO, B. - Seasonal Integration and Cointegration. **Journal of Econometrics**, 44, 215-38, 1990.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. - Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 52, n. 2, p. 169–210, may. 1990.

KAROLYI, G. A. - A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility: the case of the United States and Canada. **Journal of Business and Economic Statistics**, [S.l.], v. 13, p. 11-25, 1995.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. - Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, 54(1): 159- 178, 1992.
LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. - **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323p.

MACHADO, T.A. - Transmissão de Preços do Trigo Entre países do Mercosul e Estados Unidos no Período de 1995-2005. Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana). Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, 2008.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A. - Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 123-138, 2014.

MAYORGA, R.O.; KLAN, A.S.; MAYORGA, R.D.; LIMA, P.V.P.S., MARGARIDO, M.A. - Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **RER**, vol.45, n.3, p. 675-704, 2007.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. - Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75(3), 335-346, 1988.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. - Transmissão de preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, n 32(4), p.345-361, out/dez., 1994.

SAKTHIVEL, P.; BODKHE, N.; KAMAIAH, B. - Correlation and volatility transmission across international stock markets: A bivariaté GARCH analysis. **International Journal of Economics and Finance**. Vol.4, No. 3. March, 2012.

SERRA, T.; GIL, J. M. - Price volatility in food markets: can stock building mitigate price fluctuations? **European Review of Agricultural Economics**, 40(3), 507-528, 2013.

SERRA, T.; ZILBERMAN, D.; GIL, J. M. - Price volatility in ethanol markets. **European Review of Agriculture Economics**, 38(2), 259-280, 2011.

SILVA, M. S.; LIMA, J. E.; LEAL, P. Q. - Análise da volatilidade multivariada das exportações brasileiras de grão e derivados da soja. **Revista Debate Econômico**, v.3, n.1, jan-jun. 2015.

SILVA, F. M.; MACHADO, T. A. - Transmissão de preços da soja entre o Brasil e os Estados Unidos no período de 1997 A 2007. **Revista Economia e Desenvolvimento**, n. 21, p. 85-103, 2009.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. - Transmissão Inter-Regional de Preços no Mercado Brasileiro de Soja - **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 27, n. 51, p.83-105, março 2009.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. - Transmissão de preços do algodão nos mercados interno e externo. In: XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Rio Branco, 2008. CD Room.

TONIN, J. M.; BARCZSZ, S. S. - Transmissão de preços da soja entre os mercados externo e interno: uma abordagem para a região de Maringá. **A Economia em Revista-AERE**, v. 15, n. 1, p. 35-46, 2011.

TSAY, R. S. - **Analysis of financial time series**. 2nd ed. NewYork: J. Wiley, 2005. 605 p.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Acesso em: 15 junho 2020.
ZIVOT, E.; ANDREWS, W. K.. - Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, 10, p.251-270, 1992.