AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

FATORES CONDICIONANTES DO VOLUME DE CONTRATOS FUTUROS DE SOJA NEGOCIADOS NA BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS (BM & FBOVESPA)

Factors for the volume of the soybean futures contracts traded in stock commodities & futures (BM & FBOVESPA)

RESUMO

O mercado futuro é um instrumento de proteção e administração de risco imprescindível, mas ainda pouco explorado na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&FBOVESPA), no que diz respeito ao contrato futuro de soja. Isso é notado quando se visualiza o volume de negócios, que é uma essencial medida de liquidez do mercado. Assim, este trabalho teve como objetivos identificar e avaliar os fatores condicionantes do volume de contratos futuros de soja negociados na BM&FBOVESPA. A metodologia englobou uma análise feita no âmbito das séries temporais, com teste de causalidade de Granger, cointegração e modelo vetorial de correção de erro (VEC), em um período entre 2003 e 2009, com dados compreendendo observações semanais do volume de negócios, contratos em aberto e preço futuro da soja da BM&FBOVESPA e da Chicago *Board of Trade* (CBOT). Conclusões: as séries de preço e contratos em aberto, tanto da BM&FBOVESPA quanto da CBOT, são consideradas importantes condicionantes do volume de negócios da BM&FBOVESPA, visto que seus valores defasados melhoram a previsão do volume, pois apresentam sincronia com o volume em curto e longo prazo e são fatores que causam esse volume, aferidos pelos testes de causalidade de Granger, VEC e decomposição da variância.

Luiz Gonzaga de Castro Júnior
Professor do Departamento de Administração e Economia
Universidade Federal de Lavras
lgcastro@dae.ufla.br

Rogério de Souza Guimarães
Mestre em Administração
Universidade Federal de Lavras
rogerioguimaraes@gmail.com

Thelma Sáfadi
Professora do Departamento de Ciências Exatas de Estatística e Experimentação Agropecuária
Universidade Federal de Lavras
safadi@dex.ufla.br

Recebido em 4/5/10. Aprovado em 8/5/12
Avaliado pelo sistema blind review
Avaliador científico: Ricardo Pereira Reis

ABSTRACT

The future market is an indispensable tool for protection and risk management, but it is still little explored in Brazilian Mercantile & Futures Exchange (BM&FBOVESPA) concerning the soybean futures contract. This can be noted through the visualization of the trading volume, which is an essential measurement of market liquidity. Thus, this work seeks to identify and evaluate the conditioning factors of the volume of soybean futures contract traded at BM&FBOVESPA. The methodology embodied an analysis concerning the time series with Granger causality test, co-integration and vector error correction model (VEC) in a period from 2003 to 2009, with data encompassing weekly observations of the trading volume, open contracts and soybean's futures price at BM&FBOVESPA and at Chicago Board of Trade (CBOT). Conclusions: the price and open contract series at BM&FBOVESPA as well as at CBOT are considered important conditionings of the trading volume of BM&FBOVESPA, since its lag values better the forecasting of the volume, because they show synchrony with the volume in the short and long term, and also because they are factors that cause this volume, verified by the Granger causality test VECm and variance decomposition.

Palavras-Chave: contratos futuros, soja, cointegração, VEC, causalidade de Granger

Key-words: futures contract, soybean, co-integration, VEC, Granger causality

1 INTRODUÇÃO

O mercado futuro é um instrumento imprescindível para a administração de risco e a proteção contra oscilações futuras de preços. Contudo, esse instrumento de garantia de preços, no que diz respeito às *commodities* agropecuárias, ainda é pouco difundido no Brasil, apesar do seu crescimento constante.

Não existe, no Brasil, uma cultura forte de utilização dos mercados futuros agropecuários, principalmente quando a *commodity* em questão é a soja. A maioria dos produtores rurais, por diversos motivos, sendo um destes o desconhecimento do funcionamento do mercado, não se beneficia do mercado futuro, posicionando-se como *hedger*. Por outro lado, as grandes *tradings*, empresas que negociam e processam a soja, possuem conhecimento, são

adeptas desse mecanismo de negociação e, constantemente, estão envolvidas com o mercado futuro. Porém, o principal problema é que estas *tradings* ou multinacionais com negócios no Brasil, devido à falta de liquidez, não transacionam seus contratos com o intuito de *hedgear* na bolsa brasileira.

Como o volume movimentado de soja, pelos agentes que utilizam os mercados futuros, é muito expressivo e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&FBOVESPA) não dispõe da liquidez necessária, as negociações são concentradas na Bolsa de Chicago, que apresenta um alto volume de contratos negociados, proporcionando-lhes facilidades quanto à entrada e à saída do mercado.

Em 2008, foram comercializados na Chicago *Board of Trade* 29.989.558 contratos futuros de soja grão, que equivalem a 4,1 bilhões de toneladas (CHICAGO BOARD OF TRADE - CBOT, 2009). Considerando a produção mundial de soja de 240 milhões de toneladas do ano safra 2008/2009, segundo o United States Department of Agriculture - USDA (2009), pode-se concluir que o volume de contratos futuros de soja negociado na CBOT foi 17 vezes maior do que a produção mundial.

Já a Bolsa de Mercadorias & Futuros, no mesmo ano de 2008, negociou 292 mil contratos futuros de soja, representando 7,9 milhões de toneladas comercializadas, sendo equivalente a apenas 12% do total da produção de soja do Brasil (BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS - BM&FBOVESPA, 2008).

Esta exposição de negócios da *commodity* soja da CBOT e da BM&FBOVESPA é de natureza comparativa, demonstrando a força da Bolsa de Chicago, como a maior bolsa em negócios de soja do mundo, com um volume movimentado 3.200 vezes maior do que a bolsa brasileira.

O volume de contratos futuros de soja negociados na BM&FBOVESPA ainda é incipiente diante do total de contratos movimentados por todas as *commodities* agropecuárias, representando 11% deste total em 2008 (BM&FBOVESPA, 2008).

Sobre o pequeno volume negociado de soja na BM&FBOVESPA, contrastando com a grande importância da cultura no país, apontam-se dois aspectos importantes: a concorrência com a CBOT acaba inibindo a liquidez da BM&FBOVESPA, à medida que a alta liquidez da primeira atrai os agentes do mercado brasileiro; outro problema é que existe, no Brasil, um mercado comprador de soja muito concentrado e poucos tomadores de risco atuantes, como os fundos de *commodities*.

A relevância deste estudo está no fato de se referir a um tema atual e em constante desenvolvimento, que é o mercado futuro, e na importância da análise de volumes de negócios em uma bolsa, que é a sua principal medida de liquidez.

Assim, no intuito de impulsionar os contratos futuros de soja da BM&FBOVESPA, busca-se, com a interpretação da análise das séries causadoras e da série de volumes de contratos futuros de soja operados na BM&FBOVESPA, interpretação esta realizada no âmbito das análises de séries temporais, os fatos efetivos que podem ser precursores do aumento do volume e, consequentemente, da liquidez.

Então, o objetivo do trabalho é identificar e avaliar os fatores condicionantes do volume de contratos futuros de soja negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA).

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Séries temporais

Uma série temporal é definida por Box, Jenkins e Reinsel (1994) como um conjunto de observações geradas sequencialmente no tempo.

Essencialmente, existem dois enfoques usados na análise de séries temporais e ambos possuem o objetivo de construir modelos para as séries, com propósitos determinados. No primeiro, a análise é realizada no domínio da frequência e os modelos propostos são não-paramétricos, como, por exemplo, a análise espectral. No segundo, a análise é conduzida no domínio temporal e os modelos propostos são paramétricos, para os quais o número de parâmetros envolvidos na analise é finito, como, por exemplo, os modelos ARIMA (MORETTIN; TOLOI, 2004). Nos dois enfoques, os modelos devem ser simples e parcimoniosos, ou seja, deve-se envolver o menor número de parâmetros possível.

Particularmente neste trabalho, as séries são tratadas e analisadas unicamente no domínio do tempo. As séries utilizadas são séries temporais discretas, ou seja, séries que têm suas observações anotadas em intervalos de tempos iguais.

Esses modelos utilizados para descrever estas séries temporais são processos estocásticos, isto é, processos controlados por leis probabilísticas (MORETTIN; TOLOI, 2004).

Um fator a ser identificado previamente é a estacionariedade da série. Segundo Morettin e Toloi (2004), os procedimentos de análise estatística de séries temporais supõem que as séries sejam estacionárias, ou seja, a série se desenvolve no tempo aleatoriamente, ao redor de uma

média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. Do contrário, deve-se realizar uma transformação nos dados originais.

A ordem de integração I(d) é o número de diferenças necessárias para tornar a série estacionária.

Segundo Alexander (2005), o objetivo da análise de séries de tempo é encontrar o modelo estatístico que melhor possa se adequar aos dados, bem como utilizar esse modelo para a previsão. Desse modo, pode-se permitir que as variáveis "falem" por si mesmas, sem as restrições da teoria econômica e da teoria das finanças.

2.2 Testes de raízes unitárias

Testes de raízes unitárias, ou testes de estacionariedade, são testes estatísticos relativos à hipótese nula de que a série de tempo não é estacionária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária.

Os testes mais rígidos e mais comumente empregados foram propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988). Ambos os testes têm como hipótese nula a existência de apenas uma raiz unitária em relação às variáveis, e são empregados no intuito de checar se existe estacionariedade na série. E, caso não haja, o procedimento mais comum a ser adotado é empregar diferenças ou realizar defasagens na série.

O teste de Dickey-Fuller parte, inicialmente, do seguinte processo estocástico autorregressivo para a série de tempo Y_t:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

em que ρ é um parâmetro e os resíduos ε_t são um ruído branco, média zero, variância constante e não autocorrelacionados.

Para se implementar o teste de Dickey-Fuller, subtrai-se Y_{t-1} dos dois lados da equação (1), chegando-se, assim, ao seguinte processo estocástico:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

Sendo Δ o operador da diferença $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\delta = \rho - 1$, têm-se as hipóteses seguintes:

H_0: $\delta = 0$ ou $\rho = 1$ em valor absoluto, a série tem raiz unitária (é integrada de ordem 1) e é, portanto, não estacionária. A série segue, então, um passeio aleatório e um choque ocorrido no período "t" se perpetuará indefinidamente, a partir de $t+1$.

H_1: $\delta < 0$ ou $\rho < 1$, em termos absolutos, sendo a série estacionária. Nesse caso, um choque aleatório no período "t" será dissipado ao longo do tempo.

Pode-se elaborar o teste partindo-se de um processo estocástico com constante e também com uma tendência linear determinística, visto que o teste tem o mesmo procedimento anterior, alterando-se apenas os valores tabelados para cada equação:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

em que α é a constante e $\alpha + \beta t$ a tendência linear.

O teste de Dickey-Fuller parte da pressuposição de que o processo gerador dos dados é um processo autorregressivo de ordem 1, ou seja, AR(1). Contudo, é bastante provável que, em séries econômicas, as variáveis apresentem processos autorregressivos de ordem superior a 1. Assim, o uso da representação AR(1), nestes casos, pode apresentar resíduos autocorrelacionados. Desta forma, caso Y_t siga um processo autorregressivo de ordem p, ou seja, AR(p), com $p > 1$, é necessário o emprego do teste denominado *augmented* Dickey-Fuller (ADF), ou Dickey-Fuller aumentado, que é, assim, equacionado em sua versão com constante e tendência determinística:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{5}$$

em que i indica o número de defasagens ou diferenças utilizado. A tabela de valores críticos do teste ADF é a mesma do teste que não considera a ordem superior a 1.

O teste de Phillip-Perron (PP), que utiliza uma abordagem não paramétrica para controlar a correlação serial de ordem AR(p), é similar ao teste ADF e, inclusive, utiliza a mesma tabela de valores críticos, considerando os problemas de heterocedasticidade e dependência serial e, também, empregando hipóteses mais gerais para os resíduos. Mesmo que o modelo utilize termos de médias móveis (MA), o teste de PP pode ser empregado.

2.3 Causalidade de Granger

A exploração das séries de tempo desta pesquisa, seguindo um processo de causalidade das variáveis, é realizada por meio do teste proposto por Granger.

O teste de causalidade difundido por Granger (1969, 1988) assume que valores futuros não podem causar o passado nem o presente e que a informação relevante para a predição das variáveis está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis.

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), a ideia básica é simples: se X causa Y, então, variações em X deveriam preceder variações em Y. Em particular, para dizer que "X causa Y", é preciso que sejam cumpridas duas condições. Primeiro, X deveria ajudar a prever Y; isto é, em uma regressão de Y em relação a valores passados de Y e o acréscimo de valores passados de X como variáveis explanatórias deveriam contribuir significativamente para aumentar o poder explanatório da regressão. Segundo, Y não deveria ajudar a prever X. A razão é que se X ajuda a prever Y e também Y ajuda a prever X, o mais provável é que uma ou mais outras variáveis estejam, de fato, causando as mudanças observadas tanto em X como em Y.

O teste de casualidade consiste em testar a hipótese nula de que "X não causa Y", por meio de um teste F de significância. Para tanto, estima-se a regressão de Y para valores defasados, tanto de Y como de X, em um modelo bivariado de vetor autorregressivo (VAR) de ordem m.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{m} \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{l=1}^{m} \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

O teste de F significância, exposto na equação (7), utiliza a soma dos quadrados dos resíduos da regressão, tanto da regressão irrestrita (SQR_{IR}), como também da regressão restrita (SQR_R) estimada com as restrições da hipótese nula, ou seja, sem considerar a variável X. Na estatística F,

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/q}{SQR_{IR}/(N-k)} \sim F_{q,N-k} \qquad (7)$$

tem-se que N é o número de observações, k é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita e q é o número de restrições. Se , $F_{calculado} > F_{crítico}$, a $\alpha\%$ de significância, rejeita-se a hipótese nula; caso contrário, aceita-se a hipótese.

No teste de causalidade, a definição do número de defasagens (m) é arbitrária, mas Pindyck e Rubinfeld (2004) assumem que esta definição é uma questão de bom senso, sendo aconselhável testar várias defasagens de forma que o resultado não seja sensível à escolha.

2.4 Cointegração

Modelos econométricos pressupõem a existência de uma estacionariedade da série de dados, para não incorrer em resultados de regressões sem significado, também chamadas de regressões espúrias.

Contudo, Engle e Granger (1987) assumem que uma combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias pode ser estacionária. Se uma combinação linear existe, as séries temporais não estacionárias são consideradas então, cointegradas. A combinação linear estacionária é chamada de equação de cointegração e deve ser interpretada como uma relação de equilíbrio em longo prazo entre as variáveis.

O propósito do teste de cointegração é determinar quando um grupo de séries não estacionárias é cointegrado ou não.

A análise de cointegração tem, como primeiro passo, o uso de testes estatísticos para identificar as combinações lineares estacionárias de séries integradas que melhor definam as relações de equilíbrio em longo prazo entre as variáveis do sistema e se tais relações existem. Isso porque, caso não existam estas relações, as séries não são cointegradas, não justificando, portanto, as análises (ALEXANDER, 2005).

Assim, o teste de cointegração de Johansen somente é valido quando são utilizadas séries sabidamente não estacionárias, o que pode ser comprovado por meio dos testes de raiz unitária ADF e PP. Este, então, é o primeiro procedimento para que se efetue o teste de cointegração, que é seguido pela verificação de estacionariedade em primeira diferença.

O segundo passo é determinar o número de defasagens ou *lags* para o modelo, o que é definido a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC). Os *lags* são definidos quando os valores dos critérios apresentam o menor valor.

Outra decisão diz respeito à definição de qual caso de tendência determinística deve ser empregado no teste de cointegração. Dentre eles: 1) dados sem tendência determinística, equação de cointegração ou teste VAR sem intercepto e sem tendência; 2) dados sem tendência determinística, equação de cointegração com intercepto e sem tendência e VAR sem intercepto; 3) dados com tendência determinística linear, equação de cointegração e teste VAR com intercepto e sem tendência; 4) dados com tendência determinística linear, equação de cointegração com intercepto e com tendência e VAR sem tendência, e 5) dados com tendência determinística quadrática, equação de cointegração com intercepto e com tendência e VAR com tendência linear.

A presença da relação de cointegração forma a base da especificação de um modelo vetorial de correção de erro (VEC). A implementação do teste de cointegração se baseia em um modelo de VAR de ordem :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \qquad (8)$$

em que y_t é o vetor ($k \times 1$) de uma variável endógena I(1) não estacionária; x_t é um vetor ($d \times 1$) da variável exógena determinística (constante, tendência, etc.); A ($k \times k$) e B ($k \times d$) são matrizes de parâmetros a serem estimados; a ordem p é o número de defasagens e ε_t é um vetor de inovação ou de erros aleatórios. Então, o VAR pode ser reescrito como:

$$\Delta y_t = \prod y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \qquad (9)$$

em que $\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$; Γ_i são matrizes correspondentes às defasagens do vetor y_t. I é a matriz identidade.

O procedimento de Johansen baseado na equação (9) testa se os coeficientes da matriz $\prod$ contêm informações sobre as relações em longo prazo entre as variáveis envolvidas. Se o posto r, que é número de vetores de cointegração da matriz $\prod$, está entre zero e k ($0 < r < k$), há cointegração e a matriz $\prod$ pode ser representada pelo produto de duas matrizes ($k \times r$) α e β, de modo que $\prod = \alpha\beta'$, em que β' é a matriz transposta de β. Os vetores de cointegração de β têm a característica de tornar $\beta' y_t$ estacionário, quando y_t é não estacionário. Para tanto, k é considerado o número de variáveis endógenas, β contém os vetores de cointegração, que são as r colunas e os elementos de α são os parâmetros de ajustamento no modelo VEC.

O posto também pode se apresentar completo com $r = k$, o que implica em dizer que as séries originais devem ser estacionárias, não sendo necessária análise de cointegração. Então, y_t é um processo estacionário e um modelo VAR em nível é apropriado. Por fim, se $\prod$ tem posto igual a zero ($r = 0$), então $\prod$ é uma matriz nula e y_t é um processo integrado, em que um modelo VAR nas diferenças é adequado. Portanto, não existe cointegração, pois não há combinação linear estacionária entre as variáveis.

A estatística traço $\lambda_{traço}$ e a estatística de máximo autovalor $\lambda_{\max}$ são os testes utilizados para determinar o número de vetores de cointegração e seus valores críticos. Na $\lambda_{traço}$, a hipótese nula é a de que existem, no máximo r, vetores de cointegração; se rejeitada esta hipótese, repete-se o teste para $r+1$ e determina-se que existem $r+1$ vetores de cointegração. E na $\lambda_{\max}$, a hipótese nula testa a existência de exatamente r vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de existir $r+1$. Os resíduos gerados pela equação co-integrante são usados para definir o termo de correção de erros.

$$\lambda_{traço}(r \mid k) = -N \sum_{i=r+1}^{k} \log(1 - \lambda_i) \qquad (10)$$

$$\lambda_{\max}(r \mid r+1) = -N \log(1 - \lambda_{r+1}) \qquad (11)$$

em que N é o número de observações e λ_i é o i-ésimo autovalor ordenado da matriz. Para maiores informações a respeito deste teste, consultar Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990).

Com a presença de cointegração, apesar de existir uma relação em longo prazo entre as variáveis, alguns desequilíbrios de curto prazo podem ocorrer. Nesse caso, deve-se estimar um modelo com vetores de correção de erros.

2.5 Modelo vetorial de correção de erro (VEC)

Um VEC é um VAR restrito, designado para uso em séries não estacionárias conhecidamente cointegradas.

Um modelo se torna bem mais especificado quando são incluídos os termos defasados de desequilíbrio como variáveis explicativas. Esse é o modelo de correção de erros que possui um mecanismo de autorregulação, segundo o qual os desvios em longo prazo são automaticamente corrigidos.

A principal relevância do método de correção de erro é modelar as séries cointegradas. De acordo com Engle e Granger (1987), quando variáveis são cointegradas, existe um modelo válido de correção de erro descrevendo sua relação, com a implicação de que a cointegração entre variáveis envolvidas é pré-requisito para o modelo de correção de erro.

Segundo Alexander (2005), a razão do nome "correção de erros" deve-se ao fato de que o modelo é estruturado de forma que os desvios em curto prazo do equilíbrio em longo prazo sejam corrigidos gradualmente, com uma série de ajustes parciais.

O VEC tem as relações de cointegração incorporadas em suas especificações, de modo que possa restringir o comportamento em longo prazo das variáveis endógenas para convergir a seus relacionamentos de cointegração, enquanto permite um ajuste dinâmico de curto prazo.

O VEC pode ser equacionado da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \alpha z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (12)$$

em que, Δ é o operador da primeira diferença; x_t e y_t são as variáveis; β é a matriz das variáveis explicativas; $z_{t-1} = x_{t-1} - \beta y_{t-1}$ é a relação de cointegração e α é o vetor do coeficiente de correção z_{t-1}, ou o parâmetro de ajuste do modelo VEC.

De acordo com Alexander (2005), quando as séries são cointegradas deve haver algum fluxo causal do tipo Granger no sistema. A causalidade é o mecanismo que vincula as séries cointegradas, não no sentido de se fazer uma mudança estrutural na série, alterando também a outra, mas no sentido de que pontos de reversão em uma das séries precedem pontos de reversão na outra.

Se o parâmetro α da equação (12), relativo ao termo do erro da equação de cointegração, for estatisticamente diferente de zero, ou seja, se os valores críticos encontrados forem maiores que os valores da estatística-t, a certo nível de significância, existe uma relação causal no sentido de Granger, em que a variável x_t causa a variável y_t, em curto prazo.

Para analisar os resultados de um modelo de correção de erro é comum fazê-lo por meio da função de elasticidades de impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão.

Um impulso (choque) para a i-ésima variável afeta não somente a própria i-ésima variável como também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas pela estrutura dinâmica do VAR ou do VEC. Uma função de impulso-resposta traça o efeito de um impulso (choque) no tempo para uma inovação nos valores atuais e futuros das variáveis endógenas (QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE, 2002).

A função de impulso-resposta é utilizada para fazer uma análise da sensibilidade de determinadas variáveis a certos choques, sendo útil, principalmente, para se conhecer o tempo, a direção, a duração das respostas, o padrão de reação das respostas aos impulsos de um desvio padrão sobre os valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do sistema, bem como a intensidade das respostas aos impulsos.

A obtenção de elasticidades de impulso-resposta para K períodos à frente permite a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se, assim, analisar, por meio de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma possibilidade de ocorrer.

A decomposição da variância do erro de previsão de p períodos à frente é outro ponto que caracteriza o inter-relacionamento entre as variáveis do modelo.

A decomposição da variância separa a variação de uma variável endógena nos choques componentes do VAR. Então, a decomposição da variância promove informações sobre a importância relativa de cada uma das variáveis aleatórias, impactando as variáveis do modelo (QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE, 2002).

3 METODOLOGIA

Visando a alcançar o objetivo com sucesso, a metodologia de análise segue as especificações dos testes e modelos apresentados na fundamentação teórica.

As séries de dados originárias da BM&FBOVESPA foram conseguidas por meio do Sistema de Recuperação de Informações da própria bolsa. Já as séries históricas do mercado futuro da soja da bolsa americana foram adquiridas junto ao CBOT *Data Exchange*, que é o setor responsável pelo armazenamento dos dados históricos.

Os dados compreendem variáveis com informações a respeito do contrato futuro de soja da BM&FBOVESPA e da CBOT, como o volume de contratos negociados, o número de contratos em aberto e o preço futuro da soja. Estes valores que compõem cada variável compreendem um período de transações diárias, em ambas as bolsas, de quase quatro anos, iniciando-se com dados de 2 de janeiro de 2003 e finalizando em 27 de outubro de 2009.

Este período foi definido, principalmente, em função da liquidez do contrato futuro de soja da bolsa brasileira, pois o saldo de negociação anterior a este período de análise era mínimo. As séries temporais, com todas as variáveis, foram trabalhadas e construídas para que o procedimento de análise dos dados ocorresse sem qualquer viés. Sobretudo a série temporal de preços incorreu em minuciosos detalhes de construção.

As séries temporais de preços futuros foram construídas baseando-se na elaboração das séries do trabalho de Oliveira (2000). Como as cotações diárias dos contratos futuros são obtidas para vários vencimentos simultaneamente, buscou-se o encadeamento da série, de forma que ela ficasse adequada com a realidade de preços. Assim, os valores das séries foram estabelecidos sempre utilizando as cotações do vencimento mais próximo da data em questão, até que fosse alcançado o último dia de pregão do mês anterior ao mês do vencimento empregado. O prolongamento da construção da série segue com a cotação do dia de negociação seguinte, passando a ser preenchida com as cotações do mês de vencimento subsequente.

A partir das séries temporais diárias transacionadas de volume, contratos em aberto e preço, buscou-se um melhor encadeamento desses valores, que viriam a melhorar a estrutura da série. Devido ao fato de que, no início do período de análise, existem dias em que não ocorreu nenhuma transação sequer do contrato de soja da BM&FBOVESPA, a série foi reconstruída, para evitar uma grande quantidade de valores nulos na sua estrutura.

Assim, para a reconstrução das séries foram utilizadas médias simples a cada semana. Dessa forma, todas as séries, que são objetos de análise deste trabalho e estão empregadas em todos os testes e modelos descritos no referencial metodológico, sofreram transformações logarítmicas e possuem 320 observações semanais.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Testes de causalidade de Granger

O teste de casualidade de Granger foi aplicado nas seguintes séries logaritmizadas relacionadas com o mercado futuro da *commodity* soja: preço de ajuste da BM&FBOVESPA (LBMFP), volume de contratos negociados na BM&FBOVESPA (LBMFV), contratos abertos de soja da BM&FBOVESPA (LBMFC), preço de ajuste da CBOT (LCBOTP), volume de contratos negociados na CBOT (LCBOTV) e contratos abertos de soja da COBT (LCBOTC).

Pelo fato de os dados serem semanais, optou-se pela definição de uma e duas defasagens da variável independente. Esta opção se baseia na característica do mercado futuro agropecuário de se alterar muito constantemente, com vários negócios concretizados, abertura e fechamento de posições a todo instante e altas oscilações nos preços. Essas alterações são motivadas por aspectos técnicos e fatores fundamentalistas que também se renovam com frequência.

Na Tabela 1 encontram-se os resultados dos testes de causalidade de Granger entre as séries apresentadas. Podem-se analisar os testes de causalidade de Granger buscando-se as relações entre contratos em aberto e volume e volume e preço, analisando-os dentro da própria bolsa ou entre as bolsas. A análise também é feita entre volume e volume das duas bolsas.

Os testes indicaram causalidades bidirecionais, a 1% de significância, entre o volume de contratos negociados e o número de contratos em aberto na bolsa brasileira.

Na análise entre as bolsas brasileira e americana, observa-se que os contratos em aberto da CBOT causam, no sentido de Granger, o volume de contratos negociados da BM&FBOVESPA, a 1% de significância defasados. Tomando o sentido volume ⟶ contratos, verifica-se a existência de causalidade para as duas defasagens, a 5%, quando o volume é pertencente à BM&FBOVESPA e os contratos em abertos à CBOT (LBMFV ⟶ LCBOTC).

Esses resultados evidenciam uma cumplicidade entre os volumes e os contratos em aberto, pois os contratos em aberto a uma e duas semanas causam, no sentido de Granger, o novo número de negócios a serem concretizados na semana seguinte na mesma bolsa. Da mesma forma, mas em sentido contrário, um volume se expressa na semana seguinte em número de posições abertas, causando, no sentido de Granger, os contratos em aberto. Sobre o fato de uma série de uma bolsa causar a de outra bolsa, deve-se ter cuidado com esta análise, mas isso poderia ser explicado como influências recíprocas das duas bolsas.

TABELA 1 – Teste de causalidade de Granger das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&FBOVESPA e da CBOT.

Hipótese nula	defasagem **1**		defasagem **2**	
	$F_{calc.}$	Prob.	$F_{calc.}$	Prob.
LBMFV → LBMFC	7,5845	0,007*	1,2101	0,304
LBMFC→ LBMFV	59,297	0,000*	31,240	0,000*
LBMFV → LCBOTC	5,2485	0,024**	3,7773	0,027**
LCBOTC → LBMFV	9,3768	0,003*	2,0764	0,130
LBMFV→ LBMFP	0,5936	0,442	0,1879	0,820
LBMFP → LBMFV	3,0613	0,082***	1,8412	0,163
LBMFV → LCBOTP	0,4761	0,495	0,0252	0,984
LCBOTP → LBMFV	5,2333	0,026**	1,8068	0,153
LBMFV → LCBOTV	0,0591	0,827	0,9540	0,380
LCBOTV → LBMFV	0,4454	0,498	0,4437	0,655

Fonte: Dados da pesquisa.

$F_{calc.}$: nível de significância: *1% de probabilidade, **5% e ***10%

Em uma relação entre volume de contratos e o preço negociado, verificam-se resultados diversos. Na relação preço → volume com uma semana de defasagem, o volume de contratos negociados na BM&FBOVESPA é causado tanto pelos preços negociados na própria bolsa brasileira (LBMFP → LBMFV), como também pela Bolsa de Chicago (LCBOTP → LBMFV), a 10% e 5% de significância, respectivamente.

Na relação volume → preço, não se rejeita a hipótese nula de não causalidade para a interação do volume de contratos da BM&FBOVESPA e preços da própria bolsa (LBMFV → LBMFP) e da CBOT (LBMFV → LCBOTP).

Por fim, testou-se a causalidade entre volumes das duas bolsas. Os volumes de negócios das duas bolsas não apresentaram uma relação causal entre si, visto que, em ambos os casos (LCBOTV → LBMFV) e (LBMFV → LCBOTV). Essa falta de cumplicidade das duas séries poderia sugerir que a concorrência pela negociação entre as duas bolsas não seria tão forte. Contudo, não seria pertinente fazer esta afirmação, visto que o volume da CBOT não causa o volume da BM&FBOVESPA, mas pode exercer uma relação de causalidade com os preços e os contratos em abertos da bolsa brasileira.

4.2 Testes de estacionariedade das séries

Para que as séries de preço, volume e contratos em aberto da BM&FBOVESPA e da CBOT sejam passíveis da utilização do teste de cointegração, é necessária uma análise prévia dessas séries, no intuito de checar a condição de não estacionariedade e a condição de estacionariedade em primeira diferença. O conceito de cointegração trata da existência de um equilíbrio, para onde o sistema analisado converge ao longo do tempo.

Inicialmente, foram feitos os testes de Phillip-Perron (PP) e de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para a verificação da existência de raiz unitária. Os resultados da Tabela 2 evidenciam a presença de raiz unitária em todas as séries logaritmizadas analisadas.

Com as séries em ordem de integração I(1), os resultados indicaram, a 1% de significância, a estacionariedade das mesmas, o que determina que estão aptas ao teste de cointegração.

4.3 Testes de cointegração

Em todas as análises, para definir o número do intervalo de defasagem, utilizaram-se o SIC e o AIC, pelos quais os resultados sugeriram o intervalo de defasagem de ordem 1 para todas as relações, ou seja, todas as análises de cointegração seguintes foram realizadas no intervalo de uma semana de defasagem.

Os casos de tendência determinística para as relações, volume BM&FBOVESPA x contratos em aberto BM&FBOVESPA, volume BM&FBOVESPA x contratos em aberto CBOT e volume BM&FBOVESPA x volume CBOT foram semelhantes. O termo de tendência determinística é definido pelo caso 2, que possui dados sem tendência determinística, equação de cointegração com intercepto e sem tendência e VAR sem intercepto, pois apresentaram os menores valores de AIC e SIC.

TABELA 2 - Teste de estacionariedade das séries logaritmizadas de contratos em aberto, volume e preço da BM&FBOVESPA e da CBOT.

SÉRIE	TESTE									
	Dickey-Fuller aumentado					Phillips-Perron				
	$\lvert\tau\rvert_{crítico}$	$\lvert\tau\rvert_{calculado}$		Prob.*		$\lvert\tau\rvert_{crítico}$	$\lvert\tau\rvert_{calculado}$		Prob.*	
		Y_t	ΔY_t	Y_t	ΔY_t		Y_t	ΔY_t	Y_t	ΔY_t
LBMFC	-2,57	1,07	-11,14	0,93	0,00	-2,57	1,21	-11,35	0,95	0,00
LBMFP	-2,57	0,04	-11,38	0,70	0,00	-2,57	0,13	-11,66	0,72	0,00
LBMFV	-2,57	-0,01	-14,24	0,68	0,00	-2,57	-0,27	-26,76	0,58	0,00
LCBOTC	-2,57	0,77	-8,59	0,89	0,00	-2,57	0,74	-8,51	0,88	0,00
LCBOTP	-2,57	-0,11	-9,75	0,65	0,00	-2,57	-0,18	-9,78	0,62	0,00
LCBOTV	-2,57	-0,24	-15,54	0,60	0,00	-2,57	-0,32	-21,95	0,49	0,00

Fonte: Dados da pesquisa.

$\lvert\tau\rvert_{crítico}$: nível de significância: 1% de probabilidade. *MacKinnon (1991) p-valor.

Já os casos das relações, volume BM&FBOVESPA x preço BM&FBOVESPA e volume BM&FBOVESPA x preço CBOT, os menores valores de AIC e do SIC foram obtidos no caso 4. Este caso empregado no teste de cointegração possui dados com tendência determinística linear, equação de cointegração com intercepto e com tendência e VAR sem tendência.

Com os parâmetros anteriores definidos, parte-se, então, para o teste de cointegração em si, apresentado na Tabela 3. Com a rejeição da hipótese nula pela estatística traço ($\lambda_{traço}$), define-se que existe mais de um vetor de cointegração para todas as cinco relações, o que é confirmado pela aprovação da hipótese alternativa da estatística de máximo autovalor ($\lambda_{\max}$) de apenas um vetor de cointegração ($r = 1$), haja viso que os valores destas estatísticas foram maiores que os valores da $\lambda_{crítico}$.

Os dados indicam que a série de volume de contratos negociados da BM&FBOVESPA é cointegrada com as demais séries estudadas, possuindo um vetor de cointegração, ou seja, existe uma sincronia dos dados em longo prazo, que pode ser representada pelas equações[1]:

$$LBMFV = -0{,}9758LBMFC + 2{,}7028$$

$$LBMFV = -8{,}4289LCBOTC + 101{,}4334$$

$$LBMFV = 2{,}2036LBMFP - 0{,}0253Tend$$

$$LBMFV = 1{,}6382LCBOTP - 0{,}0249Tend$$

$$LBMFV = -150{,}1969LCBOTV + 1673{,}247$$

Mesmo que todas as relações tenham sido provadamente cointegradas e indiquem sincronia em longo prazo, não significa que, em curto prazo, esta sincronia também ocorra. Para corrigir a série e deixá-la totalmente corrigida ao longo do tempo, inserem-se na análise os vetores de correção de erros que têm seus resultados apresentados no item seguinte.

[1]O termo de tendência determinística é representado na equação por (Tend)

4.4 Modelos vetoriais de correção de erro

O próximo passo, segundo a metodologia, é empregar os modelos vetoriais de correção de erro (VEC), que só podem ser utilizados em séries cointegradas, para corrigir o erro em curto prazo.

A modelagem do VEC é realizada considerando-se a mesma sequência de relações dos testes de cointegração. Assim, na Tabela 4 é demonstrada a correção dos erros para a relação do volume de contratos futuros de soja com as demais variáveis.

O fato da estatística-t mostrar que o ajuste das variáveis é significativo, proporciona também a exploração do resultado no sentido da causalidade. O parâmetro das equações, relativo ao termo do erro da equação de cointegração, é estatisticamente diferente de zero, ou seja, os valores (-7,35, -2,35, -7,45 e -6,96) são maiores que o módulo do valor da estatística-t, a 1%, mostrando que existe uma relação de causalidade no sentido variável'!volume, que vai ao encontro dos resultados do teste de causalidade de Granger, para as relações com o preço BM&FBOVESPA, preço CBOT, contratos em aberto BM&FBOVESPA e contratos em aberto CBOT. Portanto, o valor defasado dessas variáveis ocasiona alterações no volume da BM&FBOVESPA.

Os resultados na relação com os preços são semelhantes aos apresentados por Kocagil e Shachmurove (1998) que, em análise sobre o mercado futuro de soja, encontraram resultados que confirmam a existência de uma causalidade unidirecional no sentido da variação dos preços para o volume de contratos.

Finalmente, na última relação entre os volumes das duas bolsas, o parâmetro do ajuste do modelo vetorial de correção de erro não é estatisticamente diferente de zero, demonstrando que não existe relação de causalidade entre os volumes, assim como os resultados do teste de causalidade de Granger, que aceitou a hipótese de não causalidade.

TABELA 3 - Teste de cointegração de Johansen das séries logaritmizadas de volume (LBMFV) com as séries LBMFC, LCBOTC, LBMFP, LCBOTP E LCBOTV.

LBMFV x LBMFP						**LBMFV x LCBOTC**					
Vetor Coint		Auto valor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$		Vetor Coint.		Auto valor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1			5%	1%	H_0	H_1			5%	1%
$r=0*$	$r>0$	0,245	51	20	24,6	$r=0**$	$r>0$	0,105	21,8	20	24,6
$r\leq 1$	$r>1$	0,009	1,8	9,2	13	$r\leq 1$	$r>1$	0,015	2,6	9,2	13
Vetor Coint.		Auto valor	λ_{max}	$\lambda_{crítico}$		Vetor Coint.		Auto valor	λ_{max}	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1			5%	1%	H_0	H_1			5%	1%
$r=0*$	$r=1$	0,245	50,1	15,7	20,2	$r=0**$	$r=1$	0,105	20,4	15,7	20,2
$r=1$	$r=2$	0,009	1,8	9,2	13	$r\leq 1$	$r=2$	0,015	3,1	9,2	13
LBMFV x LBMFP						**LBMFV x LCBOTP**					
Vetor Coint.		Auto valor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$		Vetor Coint.		Auto valor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1			5%	1%	H_0	H_1			5%	1%
$r=0*$	$r>0$	0,25	56,1	25,3	30,5	$r=0*$	$r>0$	0,223	48,1	25,3	30,4
$r\leq 1$	$r>1$	0,024	4,6	12,3	16,3	$r\leq 1$	$r>1$	0,014	2,8	12,2	16,2
Vetor Coint.		Auto valor	λ_{max}	$\lambda_{crítico}$		Vetor Coint.		Auto valor	λ_{max}	$\lambda_{crítico}$	
H_0	H_1			5%	1%	H_0	H_1			5%	1%
$r=0*$	$r=1$	0,25	51,7	19	23,7	$r=0*$	$r=1$	0,223	45,6	18,9	23,6
$r=1$	$r=2$	0,024	4,5	12,3	16,3	$r=1$	$r=2$	0,014	3,1	12,2	16,2
LBMFV x LCBOTV											
Vetor Coint.		Auto valor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$							
H_0	H_1			5%	1%						
$r=0*$	$r>0$	0,14	30,6	19,9	24,6						
$r\leq 1$	$r>1$	0,018	3,6	9,2	12,9						
Vetor Coint.		Auto valor	λ_{max}	$\lambda_{crítico}$							
H_0	H_1			5%	1%						
$r=0*$	$r=1$	0,14	27,4	15,7	20,2						
$r=1$	$r=2$	0,018	3,6	9,2	2,9						

*(**) denota a rejeição da hipótese nula, a 1% (5%). $\lambda_{traço}$ indica uma equação de cointegração, a 1%; λ_{max} indica uma equação de cointegração, a 1%.
Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 4 - Estimativa do modelo vetorial de correção de erro para as séries cointegradas.

LBMFVxLBMFC				**LBMFVxLCBOTC**			
Equação de cointegração				Equação de cointegração			
	Valor	Des. P.	t-estat.		Valor	Des. P.	t-estat.
LBMFV $_{t-1}$	1,000			LBMFV $_{t-1}$	1,000		
LBMFC $_{t-1}$	-0,975	0,049	-19,64*	LBMFC $_{t-1}$	-8,428	-1,239	-6,79*
C	2,702	0,356	7,57*	C	101,433	-15,49	6,54*
Correção de erro: DLBMFV				Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Des. P.	t-estat.		Valor	Des. P.	t-estat.
Eq. coint.	-0,667	0,090	-7,35*	Eq. coint.	-0,124	-0,052	-2,35**
DLBMFV $_{t-1}$	-0,007	0,077	-0,09	DLBMFV $_{t-1}$	-0,305	0,077	-3,92*
DLBMFC $_{t-1}$	-0,802	0,264	-3,03*	DLBMFC $_{t-1}$	-0,440	-154,4	-0,28
LBMFVxLBMFP				**LBMFVxLCBOTP**			
Equação de cointegração				Equação de cointegração			
	Valor	Des. P.	t-estat.		Valor	Des. P.	t-estat.
LBMFV $_{t-1}$	1,000			LBMFV $_{t-1}$	1,000		
LBMFP $_{t-1}$	2,20	0,694	3,17*	LCBOTP $_{t-1}$	1,63	-0,578	2,83*
Tend	-0,025	0,001	-16,44*	Tend	-0,024	-0,001	-14,04*
C	-7,24			C	-5,79		
Correção de erro: DLBMFV				Correção de erro: DLBMFV			
	Valor	Des. P.	t-estat.		Valor	Des. P.	t-estat.
Eq. coint.	-0,613	0,082	-7,45*	Eq. coint.	-0,568	-0,081	-6,96*
DLBMFV $_{t-1}$	-0,105	0,074	-1,41	DLBMFV $_{t-1}$	-0,102	-0,075	-1,35
DLBMFP $_{t-1}$	5,74	1,805	3,18*	DLCBOTP $_{t-1}$	3,89	-1,817	2,14**
C	-0,001	0,053	-0,01	C	-0,005	-0,054	-0,10
LBMFVxLCBOTV							
Equação de cointegração							
	Valor	Des. P.	t-estat.				
LBMFV $_{t-1}$	1,000						
LCBOTV $_{t-1}$	-150,19	-27,97	-5,36*				
C	1673,24	-312,2	5,35*				
Correção de erro: DLBMFV							
	Valor	Des. P.	t-estat.				
Eq.coint.	0,001	-0,001	0,64				
DLBMFV $_{t-1}$	-0,383	-0,074	-5,15*				
DLCBOTV $_{t-1}$	0,286	-0,318	0,89				

Valor crítico da estatística-t, a 5%** |1,96| e a 1%* |2,57| de significância.
Fonte: Dados da pesquisa.

As equações dos modelos VEC, para as relações do volume BM&FBOVESPA com as variáveis, são:

$$DLBMFV_t = -0{,}667(LBMFV_{t-1} - 0{,}975LBMFC_{t-1} + 2{,}702) - 0{,}007DLBMFV_{t-1} - 0{,}802DLBMFC_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$DLBMFV_t = -0{,}124(LBMFV_{t-1} - 8{,}428LCBOTC_{t-1} + 101{,}433) - 0{,}305DLBMFV_{t-1} - 0{,}440LCBOTC_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$DLBMFV_t = -0{,}6(LBMFV_{t-1} + 2{,}2LBMFP_{t-1} - 0{,}02Tend - 7{,}2) - 0{,}105DLBMFV_{t-1} + 5{,}7DLBMFP_{t-1} - 0{,}001 + \varepsilon_t$$

$$DLBMFV_t = -0{,}56(LBMFV_{t-1} + 1{,}6LCBOTP_{t-1} - 0{,}02Tend - 5{,}7) - 0{,}1DLBMFV_{t-1} + 3{,}8DLCBOTP_{t-1} - 0{,}005 + \varepsilon_t$$

$$DLBMFV_t = 0{,}001(LBMFV_{t-1} - 150{,}19LCBOTV_{t-1} + 1673{,}24) - 0{,}383DLBMFV_{t-1} + 0{,}286DLCBOTV_{t-1} + \varepsilon_t$$

4.5 Decomposição da variância

Na Tabela 5 constam os resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão para a série de volume de contratos negociados na BM&FBOVESPA (LBMFV), que é constituída com os choques na própria variável em pares com as demais séries envolvidas no estudo. Optou-se por verificar as decomposições até a vigésima semana, o que corresponde, praticamente, a 5 meses.

Com a decomposição da variância das séries em pares, com o volume de contratos negociados da BM&FBOVESPA, as séries de preço e contratos em aberto da bolsa brasileira e da Bolsa de Chicago evidenciaram uma participação significativa na percentagem da decomposição da variância de LBMFV, apresentando resultados superiores a 11,6% na vigésima semana. Esses resultados respaldam os resultados encontrados no teste de causalidade de Granger, demonstrando que qualquer alteração nessas variáveis interfere no movimento futuro do volume de contratos futuros da soja brasileira.

Merece destaque o fato de o número de contratos em aberto da própria BM&FBOVESPA responder por quase metade da decomposição da variância da série LBMFV, sendo possível explicar que um aumento no número de contratos em aberto, que é uma das medidas de liquidez, induz às novas negociações neste mercado, o que reflete no volume de negócios desta bolsa.

4.6 Impulso-resposta

Na análise de impulso-resposta, observa-se o impacto que um choque em cada variável causa sobre si mesma e nas demais variáveis do modelo, nos períodos seguintes àquele em que ocorreu o choque (impulso).

Quanto às respostas do volume de contratos da BM&FBOVESPA, quando se tem um choque no número de contratos em aberto da própria bolsa, os resultados indicam que uma inovação no LBMFC causa uma resposta negativa no LBMFV na segunda semana, mas, a partir de então, os choques geram impactos positivos que se estabilizam após o segundo mês. Isso comprova que um impulso nos contratos abertos tende a gerar um aumento no volume, pois, em um mercado, os agentes tendem a observar a quantidade de contratos em aberto, visto que este também é uma medida de liquidez.

Nessa mesma linha de raciocínio, apesar de o choque ser causado pelo número de contratos em aberto de outra bolsa, o volume da bolsa brasileira responde positivamente até se estabilizar por volta da 14ª semana. Isso quer dizer que como a *commodity* soja tem seu mercado globalizado, um impulso positivo nos contratos em aberto da Bolsa de Chicago pode induzir e incentivar um aumento de negócios na BM&FBOVESPA pelos agentes que acompanham os movimentos e os fundamentos desse mercado.

Quando se insere o preço na análise, existe um movimento praticamente idêntico na formação da curva de impulso-resposta (desprezando os valores), comparando-se as respostas do volume de negócios da BM&FBOVESPA ao choque promovido tanto pelo preço da BM&FBOVESPA quanto pelo preço da CBOT.

As duas relações evidenciam uma resposta positiva do volume à elasticidade de impulso do preço durante as três primeiras semanas, o que pode ser explicado por mais agentes operando neste mercado ou com um maior volume de negócios, atraídos por preços interessantes, o que demonstra um mercado tecnicamente forte.

Mas, a partir da quarta semana, até uma estabilização da elasticidade do impulso do preço, por volta da décima semana, os impactos no volume são negativos. A explicação para este evento pode ser vinculada ao que Raposo (2000) levantou em seu trabalho, comparando-se a variação absoluta no preço com o volume. Esse autor explica o mesmo impacto negativo como sendo causado pelo próprio mercado que, ainda, não apresenta liquidez suficiente, não conseguindo proporcionar uma proteção ideal aos agentes com um aumento da incerteza no preço futuro, o que provocaria uma saída desses agentes do mercado.

Outro ponto que poderia explicar esta elasticidade negativa para o volume é que a média de permanência nos mercados futuros dos agentes não supera três semanas, o que significaria o enceramento da posição ou, até mesmo, uma arbitragem com a Bolsa de Chicago, o que reduziria os negócios da BM&FBOVESPA.

Na relação de impulso-resposta entre os volumes das duas bolsas, apesar de o volume de negócios de Chicago não apresentar uma relação causal com o volume da BM&FBOVESPA, ele pode ser explicado da seguinte forma: um choque no LCBOTV causa uma resposta inicial positiva, até a segunda semana, no volume de soja da bolsa brasileira, impulsionados pelo aumento do movimento no mercado externo. A partir da terceira o impacto é negativo, explicado pelo fato da CBOT possuir uma maior liquidez, o que pode atrair os agentes que negociam no mercado brasileiro, a ponto de diminuir o volume de negócios internos.

TABELA 5 - Decomposição da variância da série de volume da BM&FBOVESPA (LBMFV).

Período	LBMFV	LBMFC	LBMFV	LCBOTC	LBMFV	LBMFP	LBMFV	LCBOTP	LBMFV	LCBOTV
1	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,0	100,0	0,0
2	99,9	0,1	100,0	0,0	96,9	3,1	98,7	1,3	99,9	0,1
3	98,9	1,1	99,7	0,3	96,9	3,1	98,6	1,4	99,9	0,1
4	96,0	4,0	99,2	0,8	96,9	3,1	98,6	1,4	99,9	0,1
5	92,5	7,5	98,4	1,6	96,5	3,5	98,5	1,5	99,8	0,2
6	88,7	11,3	97,4	2,6	95,8	4,2	98,1	1,9	99,7	0,3
7	85,1	14,9	96,3	3,7	94,9	5,1	97,6	2,4	99,6	0,4
8	81,7	18,3	95,2	4,8	93,9	6,1	96,9	3,1	99,5	0,5
9	78,5	21,5	94,0	6,0	92,9	7,1	96,2	3,8	99,4	0,6
10	75,5	24,5	92,9	7,1	91,9	8,1	95,5	4,5	99,3	0,7
11	72,8	27,2	91,8	8,2	90,8	9,2	94,8	5,2	99,3	0,7
12	70,3	29,7	90,8	9,2	89,8	10,2	94,0	6,0	99,2	0,8
13	67,9	32,1	89,9	10,1	88,8	11,2	93,3	6,7	99,2	0,8
14	65,7	34,3	89,0	11,0	87,8	12,2	92,6	7,4	99,1	0,9
15	63,7	36,3	88,3	11,7	86,9	13,1	91,9	8,1	99,1	0,9
16	61,8	38,2	87,5	12,5	85,9	14,1	91,1	8,9	99,1	0,9
17	60,0	40,0	86,9	13,1	85,0	15,0	90,4	9,6	99,0	1,0
18	58,3	41,7	86,3	13,7	84,1	15,9	89,8	10,2	99,0	1,0
19	56,7	43,3	85,7	14,3	83,2	16,8	89,1	10,9	99,0	1,0
20	55,3	44,7	85,2	14,8	82,4	17,6	88,4	11,6	99,0	1,0

Fonte: Dados da pesquisa.

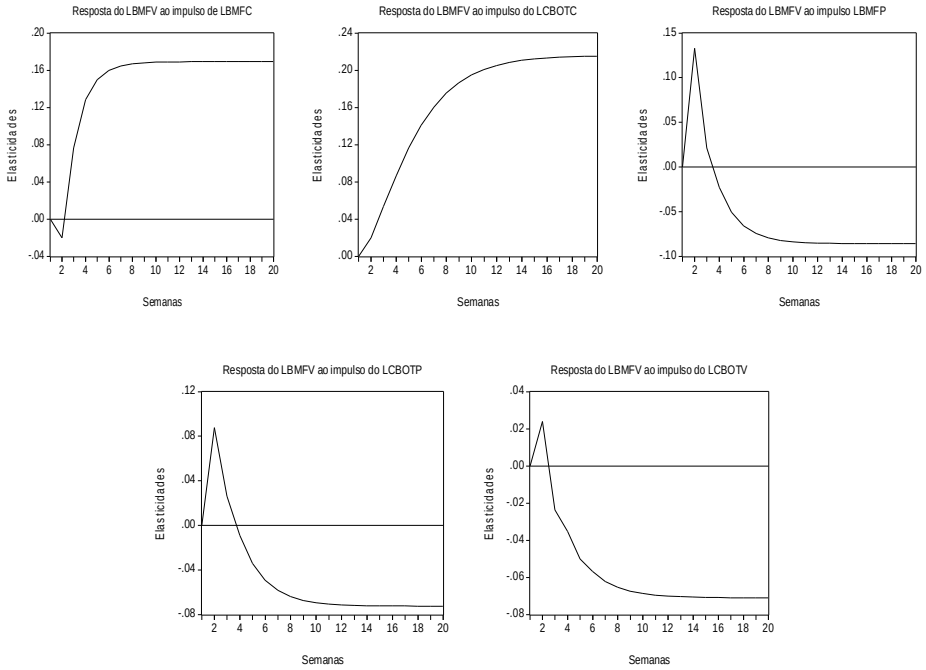

FIGURA 1 – Resposta do LBMFV ao impulso (choque) das variáveis.
Fonte: Dados da pesquisa.

5 CONCLUSÕES

No que tange aos testes e modelagens estatísticas, conclui-se que as séries de preço e contratos em aberto, tanto da BM&FBOVESPA quanto da CBOT, são consideradas importantes condicionantes do volume de negócios da BM&FBOVESPA.

Essas quatro séries apresentaram-se em sincronia com o volume no curto e no longo prazo, e são fatores que, defasados, exercem uma relação causal com o volume de contratos da BM&FBOVESPA. O que pode ser comprovado pelos testes de causalidade de Granger, pela modelagem do vetor de correção de erros e pela decomposição da variância.

Já o volume da CBOT não provocou, estatisticamente, influência no volume da bolsa brasileira. Não foi detectada, por nenhum dos procedimentos utilizados neste trabalho, qualquer relação causal que possa sugerir um vínculo maior entre essas duas séries.

A análise de impulso-resposta traz importantes observações, como o fato de uma resposta em geral positiva do volume da BM&FBOVESPA a qualquer impulso dos contratos em aberto de ambas as bolsas. Já um impulso dos preços gera, em um primeiro instante, uma alta no volume BM&FBOVESPA e, posteriormente, uma resposta negativa até sua estabilização.

6 REFERÊNCIAS

ALEXANDER, C. **Modelos de mercados:** um guia para análise de informações financeiras. Tradução de José Carlos de Souza Santos. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005. 522 p. Titulo original: Markets models: a guide to financial data analysis.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. **Relatório anual BM&FBOVESPA**. São Paulo, 2008. Disponível em: <http://www.bmf.com.br>. Acesso em: 2 abr. 2010.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time series analysis, forecasting and control**. 3rd ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1994. 598 p.

CHICAGO BOARD OF TRADE. **CBOT data exchange**. Chicago, 2006. Disponível em: <http://cbotdataexchange.if5.com/default.aspx>. Acesso em: 25 mar. 2009.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

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

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, Chicago, v. 34, n. 3, p. 541-551, 1969.

_____. Some recent developments on a concept of causality. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 35, n. 1/2, p. 199-211, Sept./Oct. 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Chicago, v. 59, n. 6, p. 1551-1581, Nov. 1991.

_____. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, July/Sept. 1988.

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

KOCAGIL, A. E.; SHACHMUROVE, Y. Return-volume dynamics in futures markets. **The Journal of Futures Markets,** Hoboken, v. 18, n. 4, p. 399-426, June 1998.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Ed.). **Long-run economic relationships:** readings in cointegration. Oxford: Oxford Univerity, 1991. 267 p.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: E. Blücher, 2004. 535 p.

OLIVEIRA, A. F. de. **Modelos para estimar razão de hedge de variância mínima:** aplicação para contratos futuros agropecuários. 2000. 85 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba, 2000.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, London, v. 75, n. 2, p. 335-346, June 1988.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria:** modelos & previsões. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 726 p.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **EViews 4 user's guide**. Irvine: QMS, 2002. 712 p.

RAPOSO, L. R. **Análise da relação volatilidade de preço-volume nos mercados brasileiros de futuros agropecuários**. 2000. 126 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2000.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Dados coletados**. Disponível em: <http://www.usda.gov/>. Acesso em: 20 mar. 2006.