

Linha de pesquisa: Sistemas Agroindustriais e Comércio Internacional

A INTER-RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DA SOJA NO MERCADO À VISTA E FUTURO

Renata Rojas Guerra¹
Anderson Antonio Denardin²

Resumo: Considerando a importância da sojicultura no mercado brasileiro e sua estreita relação com o mercado internacional, o presente estudo buscou analisar o processo de inter-relação entre os preços à vista da soja brasileira e dos contratos negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F e na Chicago Board of Trade – CBOT. Foi realizado o teste de causalidade de Granger para analisar as relações entre as variáveis e foram estimados modelos de volatilidade condicional da família GARCH univariados e multivariados para verificar se existe transmissão entre os choques de volatilidade dos preços. Foi possível concluir que existe uma inter-relação entre os preços à vista brasileiros e os preços futuros da BM&F e da CBOT. Os preços futuros da últimos transmitem seus choques para os preços à vista e para a BM&F. Quanto à transmissão de volatilidade, constatou-se que não há ocorrência deste fenômeno sobre os preços à vista. Já entre os preços futuros, cerca de 34% dos choques ocorridos em uma das séries será transmitido para a outra.

Palavras chave: transmissão de preços; transmissão de volatilidade, mercado à vista e futuro

Classificação JEL: Q17

Abstract: Considering the importance of soybean in Brazilian market and its close relationship with the international market, this study aimed to analyze if there is an inter-relationship between spot prices of Brazilian soybeans and contracts traded on Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F and Chicago Board of Trade - CBOT. The Granger causality test showed that there is a relationship among the Brazilian spot prices and the future prices from BM&F and CBOT. We also estimated univariate and multivariate models from the family of the generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH). This models allow to check if there is transmission among the shocks of price volatility. The CBOT prices transmit their shocks to spot and BM&F prices. About the volatility transmission, the results showed that 34% of the shocks occurred in BM&F and CBOT market are transmitted between them. This phenomenon does not occur in Brazilian spot prices.

Key-words: price transmission; volatility transmission; spot and future prices

¹ Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

² Prof. Dr. do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).

1. INTRODUÇÃO

Tendo sido o grão que obteve o maior crescimento de produção em termos percentuais nos últimos anos, a soja consolidou-se como a segunda cultura oleaginosa mais importante do mundo, Trennepohl e Paiva (2011). Nos últimos 30 anos houve um crescimento de 406% na produção mundial, que passou de 44 milhões de toneladas para mais de 220 milhões, USDA (2012). No Brasil, o complexo soja é responsável por cerca de 7% das exportações totais, fazendo do país o segundo maior exportador mundial do produto. Ao analisar especificamente o agronegócio brasileiro, verifica-se que este complexo tem uma participação de 26,8% do total das exportações do setor, sendo um mercado em constante expansão (MAPA, 2011).

Neste contexto, Simões *et. al.*(2012) não apenas reafirmam a grande expressão do Brasil como produtor mundial do grão, mas também ressaltam que esta *commodity* tem contratos com liquidez suficiente para atrair o interesse dos mais diversos investidores, despontando como uma das mais negociadas no mercado. Entretanto, conforme declara Bayer (2008), a soja está sujeita a frequentes oscilações de produção, qualidade e preço, fatos que aumentam a incerteza na tomada de decisão e agregam riscos à atividade.

Maia e Aguiar (2010, p. 617) afirmam que “o uso de estratégias de gerenciamento de risco de preço é de grande importância para produtores, processadores e *traders* que operam no mercado de soja”. Neste sentido, Pereira (2009) ressalta que o mercado futuro vem assumindo um papel de destaque na tomada de decisões com enfoque em gestão de riscos, já que uma de suas principais funções inclui a estabilização da variável preço na equação de lucro (Abitante, 2008).

É através de estratégias de *hedge* que os agentes ligados tanto à cadeia produtiva de soja quanto às de outros tipos de *commodities* utilizam o mercado futuro para obter proteção. Estas permitem a fixação antecipada do preço futuro do produto a partir de expectativas de preço no mercado à vista, o que promove uma inter-relação entre os mesmos.

No que se refere ao sentido desta inter-relação, o fato de que ambos os preços tendem a manterem-se paralelos ao longo do tempo é um consenso entre os pesquisadores que abordam a temática. Oliveira Neto, Machado e Figueiredo (2009, p. 210) destacaram que “comumente, ao se aproximar a data do vencimento do contrato futuro, o preço do mesmo começa a convergir, ou melhor, aproximar-se do preço à vista do objeto de negociação”. Quanto mais próxima for a relação de integração entre estes mercados, mais se eleva a

segurança nas operações realizadas por um *hedger*.

Todavia diversos autores também enfatizam que, a despeito dos preços à vista e futuros moverem-se na mesma direção, tais movimentos além de não serem simultâneos, não ocorrem com a mesma intensidade. De acordo com Rosalem, Gomes e Oliveira (2008) as variações no comportamento diferencial entre os preços dos mercados em questão ocorrem devido a fatores como tipo e qualidade do produto, localização do mercado e tempo de vigência do contrato. Os autores também afirmam que é justamente em razão deste cenário que o mercado futuro não elimina totalmente o risco relativo aos preços, e sim o reduz. Maia e Aguiar (2010) complementam esta ideia mencionando que operações de *hedge* consistem na troca do risco de preço pelo de que os preços futuros ofereçam valores muito discrepantes aos preços à vista na data do vencimento, sendo este último risco geralmente menor que o primeiro.

Devido a este fato, Jubert *et al.* (2008) salientam que é provável que mesmo os agentes econômicos que operam nesses mercados fiquem expostos a grandes oscilações no comportamento das séries de preços. Havendo períodos de intensa volatilidade seguidos por períodos de relativa calma, sendo que o processo de transmissão de preços e de volatilidade entre os mercados são fatores que contribuem para esta situação. Estes consistem na possibilidade de que a ocorrência de variações nos preços ou na volatilidade em um mercado tenha influência relevante na magnitude de variações futuras dos preços ou da volatilidade em outros mercados.

De fato, uma vez que se verifica que os preços futuro e à vista se relacionam ao longo do tempo, é razoável supor que o comportamento de volatilidade dos preços também esteja inter-relacionado. Assim, as análises da transmissão de preços e de volatilidade dos preços representa um instrumento importante na construção da carteira de investimentos dos produtores que utilizam o mercado futuro. Conhecer a direção e a velocidade com que um ativo irá se movimentar contribuirá para o diagnóstico das estratégias financeiras de maior eficiência. Quando um gestor de risco desconhece ou ignora esta possibilidade, perde a oportunidade de se precaver, aumentando a probabilidade de sofrer perdas inesperadas nas suas posições (Araújo, 2011).

Diante do exposto, insere-se a seguinte problemática: existe uma inter-relação entre os padrões de transmissão de preços e de volatilidade dos retornos da soja negociada no mercado à vista brasileiro e dos contratos negociados na BM&F-BOVESPA e na Chicago

Board of Trade – CBOT?

Para responder a essa problemática delinea-se como objetivo geral descrever o processo de inter-relação entre os preços à vista da soja brasileira e dos contratos negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F e na Chicago Board of Trade – CBOT. E, como objetivos específicos determinar o sentido das variações e a causalidade dos retornos dos preços nos mercados em questão, modelar a volatilidade dos retornos da soja para os mercados físico e futuro, verificar a possível ocorrência de transmissão de volatilidade dos preços entre os mercados por meio de modelos GARCH multivariados.

Além de colaborar com o debate acadêmico no sentido de testar empiricamente uma ferramenta de análise de risco, o presente estudo também contribui para o diagnóstico das estratégias financeiras de maior eficiência tanto para os produtores de soja, quanto para eventuais especuladores.

O trabalho está dividido em outras três seções além desta introdução. Na seção dois estão discriminados os métodos e procedimentos utilizados que fundamentam a análise. A seção três refere-se à demonstração dos resultados obtidos através dos procedimentos econométricos adotados e a última seção relata as conclusões obtidas a partir destes resultados.

2. METODOLOGIA

A metodologia utilizada fundamenta-se na construção de modelos univariados e multivariados da família GARCH (*Autoregressive Conditional Heterocedasticity*), bem como a realização do teste de causalidade de Granger, cálculo da matriz de relações contemporâneas (MRC).

Os modelos da família GARCH, proposto por Engle (1982) e generalizado por Bolerslev (1987), permitem analisar de forma simples e eficaz o comportamento das séries financeiras no que tange ao fenômeno de aglomeração de volatilidade dos preços, Campos (2007). No caso dos modelos multivariados, o GARCH também é útil para computar o Value at Risk de uma posição financeira e para verificar relações de causalidade entre dois ativos (Lopes, 2006), além disso, este método tem importante aplicação na análise da transmissão da instabilidade.

O teste Causalidade de Granger e a MRC serão utilizados para analisar as relações de causalidade entre as variáveis enquanto que os modelos GARCH são úteis para obter informações acerca da transmissão de volatilidade entre as séries de dados.

2.1 *Procedimentos econométricos*

Ao tratar de séries temporais financeiras é interessante utilizar os log-retornos das séries originais, uma vez que estes apresentam propriedades estatísticas que ressaltam a ocorrência de volatilidade, Campos (2007). Ademais, para investidores (produtores) médios, o retorno de um ativo é um sumário completo e independente da escala da oportunidade de investimento, Tsay (2005). As séries de retornos são definidas da seguinte forma:

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (1)$$

Dado que R_t representa o log-retorno, P_t é o preço do ativo no instante t e P_{t-1} é o preço do ativo no instante $t-1$.

Além da utilização dos dados na forma de log-retornos, um dos principais aspectos do estudo de séries temporais, e o primeiro a ser avaliado no presente trabalho, diz respeito à estacionaridade das séries. Bueno (2008) define que se uma série temporal apresentar média e variância constantes ao longo do tempo, e se sua covariância entre dois períodos depender apenas da defasagem entre estes e não da época em que for calculada, então esta atende os requisitos para possuir a chamada estacionaridade fraca.

Os procedimentos mais utilizados pela literatura especializada para a verificação de estacionaridade são os testes de raiz unitária, como o de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), e o teste de estacionaridade de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Bueno (2008) ressalta que o teste ADF tem baixo poder, tendendo a não distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos. Neste sentido, o teste de estacionaridade KPSS surge como uma opção para complementar os testes de raiz unitária, como é o caso do ADF. Neste trabalho serão realizados ambos os testes de estacionaridade.

Após a verificação da estacionaridade da série, cabe realizar o teste de Causalidade de Granger para verificar se os valores defasados de uma variável têm efeitos sobre uma segunda. Este, assim como a MRC, é obtido através tanto de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) ou, caso as variáveis sejam cointegradas, modelos Vetorial de Correção de Erro (VEC) em suas formas reduzida e estruturada. Os coeficientes estimados por meio da MRC fornecem a chamada elasticidade instantânea de transmissão e devem ser interpretados com sinal invertido para obter o impacto de uma variável sobre a outra.

2.2 *Modelos GARCH univariados*

O modelo ARCH, idealizado por Engle (1982), foi o primeiro a provisionar um uma

análise sistemática da volatilidade. Tal análise fundamenta-se no pressuposto de que a variância condicional de uma série temporal pode se alterar ao longo do tempo, fazendo com que os erros de previsão tendam a ocorrer na forma de *clusters* que seriam causados pela equação de variância e não pelas autocorrelações no nível da série temporal.

No entanto, como a volatilidade das séries de log-retornos pode depender de retornos quadrados de instantes muito distantes, o uso do modelo ARCH pode implicar a estimação de um número grande de parâmetros, Lima *et. al.* (2010). Desta forma, Bollerslev (1987) desenvolveu um refinamento do modelo ARCH (p) que, por descrever os efeitos do fenômeno de aglomeração de volatilidade com um número inferior de parâmetros, permite uma formulação mais parcimoniosa dos efeitos da heterocedasticidade condicional.

Este modelo, conhecido como GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity*), consiste na inclusão das variâncias condicionais defasadas ao modelo ARCH original. A incorporação deste termo, segundo Swaray (2002), permite capturar a “aprendizagem adaptativa” que caracteriza o processo. Esta especificação faz sentido à medida que um agente econômico pode prever a variância de um ativo hoje como sendo formada por uma média ponderada de uma variância média, pela previsão da variância feita ontem e pelo que “foi aprendido”, Lamounier e Leite (2004).

Na equação (12) é demonstrado o modelo genérico GARCH(p,q), no qual a variância condicional é representada por q defasagens do quadrado dos retornos passados e por p defasagens da previsão da volatilidade feita em períodos anteriores.

$$h_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum \beta_j h_{t-1} \quad (12)$$

Onde ε_t os erros de previsão da regressão original, h_t a variância prevista para o período t , h_{t-1} a variância prevista para o período $t-1$ e α e β são os parâmetros do modelo os quais assumem as restrições $\alpha_0 > 0$; $\alpha_i \geq 0$, $i=1, \dots, q$; $\beta_j \geq 0$, $j=1, \dots, p$ e $\sum(\alpha_i + \beta_j) < 1$ para que a variância do processo seja positiva e fracamente estacionária. Ademais, é através do somatório dos parâmetros α_i e β_j é possível obter o coeficiente de persistência da volatilidade. Este indica a duração dos efeitos dos choques sobre o comportamento da série.

Conforme Lamounier e Leite (2004), um coeficiente de persistência que apresenta valores próximos de zero indica que um choque inicial sobre a volatilidade irá provocar efeitos rápidos. Quanto mais próximos de um forem os valores do coeficiente de persistência, mais vagarosamente irá se dissipar o choque sobre a volatilidade.

O método utilizado para confirmar a presença do efeito ARCH em uma série

temporal será utilizado o teste do Multiplicador de Lagrange (LM). Já no processo de identificação do modelo que melhor se ajusta aos dados, são utilizados os critérios de Informação de Akaike (AIC) e o critério Bayesiano de Schwarz (SBC).

2.3 Modelos GARCH multivariados

Seguindo a temática da análise da volatilidade, é importante estender as considerações para os modelos GARCH multivariados (MGARCH). Estes, conforme enfatizam Silvennoinen e Teräsvirta (2008), além de serem relevantes à compreensão dos comovimentos dos retornos financeiros, também têm sido amplamente utilizados na investigação da transmissão de correlação entre ativos e dos efeitos colaterais em estudos de contágio.

O modelo VECM (Bollerslev, Engle e Wooldridge, 1988), também conhecido como modelo de parametrização completa, foi o primeiro a ser proposto na classe dos GARCH multivariados. Este trabalho, entretanto, considerará os modelos de Constant Conditional Correlation (CCC) modelado por Bollerslev (1990), que busca corrigir algumas das limitações existentes no modelo inicial, além de ser mais parcimonioso.

Dentro da classe de modelos MGARCH de correlação, o modelo CCC é o de menor complexidade estrutural. Neste, a matriz de correlação condicional é invariante no tempo e a covariância condicional é proporcional ao produto dos desvios-padrões correspondentes, podendo ser expressa conforme segue:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (15)$$

Sendo que D_t é uma matriz de volatilidade diagonal ($k \times k$) composta pelos desvios-padrões condicionais e R_t é uma matriz de correlação positiva-definida, constante. A grande vantagem desta especificação é que as volatilidades univariadas são utilizadas para a estimação do modelo multivariado. Além disso, esta restrição permite reduzir consideravelmente o número de parâmetros estimados, embora não garanta que a matriz seja positiva (Albuquerque, 2005).

2.4 Fonte e base de dados

Os dados utilizados neste trabalho são secundários e provenientes de séries temporais diárias dos preços da soja pagos ao produtor no mercado interno brasileiro e dos preços de fechamento dos contratos futuros de soja em grão na *Chicago Board of Trade* (CBOT) e na

Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA).

Abrangendo o período de 14 de outubro de 2009 a 30 de janeiro de 2013, a série referente aos preços da soja brasileira no mercado físico foi obtida mediante o cálculo da média aritmética das cotações diárias correspondentes às grandes microrregiões dos principais estados produtores. Dentre estes, destacam-se os estados de Mato Grosso (Sorriso, Rondonópolis), Paraná (Paranaguá, Ponta Grossa, regiões norte, oeste e sudoeste) e Rio Grande do Sul (Tupanciretã e Júlio de Castilhos), que juntos produzem cerca de 71% da soja nacional (MAPA, 2011). Tais informações são provenientes dos bancos de dados do Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária (IMEA), Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada / Fundação de Estudos Agrários “Luiz de Queiroz” (CEPEA/FEALQ), da Cooperativa Agrícola de Tupanciretã (AGROPAN) e Cooperativa Agropecuária Júlio de Castilhos (COTRIJUC) respectivamente. Todas estavam na unidade de reais por saca de 60 quilos (R\$/sc. de 60kg).

No que se refere aos preços futuros, as cotações no mercado brasileiro da BM&FBOVESPA (US\$/sc. de 60kg) são provenientes do banco de dados da própria instituição. Já as cotações dos contratos da CBOT (US\$/bushel) foram obtidas através da Financial Markets Worldwide – Forexpros. Ambos correspondem ao preço de fechamento do próximo vencimento com liquidez dos contratos futuros de soja com liquidação financeira.

Como os preços da CBOT são dados em dólares americanos por *bushel* foi necessária a conversão desses valores para sacas de 60kg. Também foi necessária a conversão dos preços no mercado físico, os quais se encontravam em reais por saca de 60 quilos, tendo sido estes convertidos para dólares através da taxa de câmbio fornecida pelo IPEA.

No Quadro 1 são apresentadas as variáveis utilizadas no trabalho e suas respectivas descrições.

Símbolo	Descrição da variável
Pav	Série de preços à vista da soja no mercado físico brasileiro
PCbot	Série de preços futuro da soja negociada na CBOT
PBmf	Série de preços futuro da soja negociada na BM&F
LnPav	Log-retornos da série de preços à vista da soja no mercado físico
LnPCbot	Log-retornos da série de preços futuro da soja negociada na CBOT
LnPBmf	Log-retornos da série de preços futuro da soja negociada na BM&F

Quadro 1 – Variáveis utilizadas e suas descrições

Fonte: Elaborado pelo autor

1. RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Evolução das variáveis

A apresentação do comportamento das séries de preços da soja por meio da Figura 1 demonstra uma primeira averiguação acerca da evolução das séries de dados, proporcionando uma evidência visual da direção dos movimentos das mesmas. Nesta, observa-se que a série de preços à vista apresenta um comportamento semelhante ao observado em ambos os mercados futuros, permanecendo, entretanto em um patamar ligeiramente inferior a estes na maior parte do período em análise. Esta convergência evidencia a possibilidade de que haja certo grau de relacionamento entre as variáveis, porém não permite conclusões definitivas acerca da inter-relação entre os preços da soja nos mercados em questão.

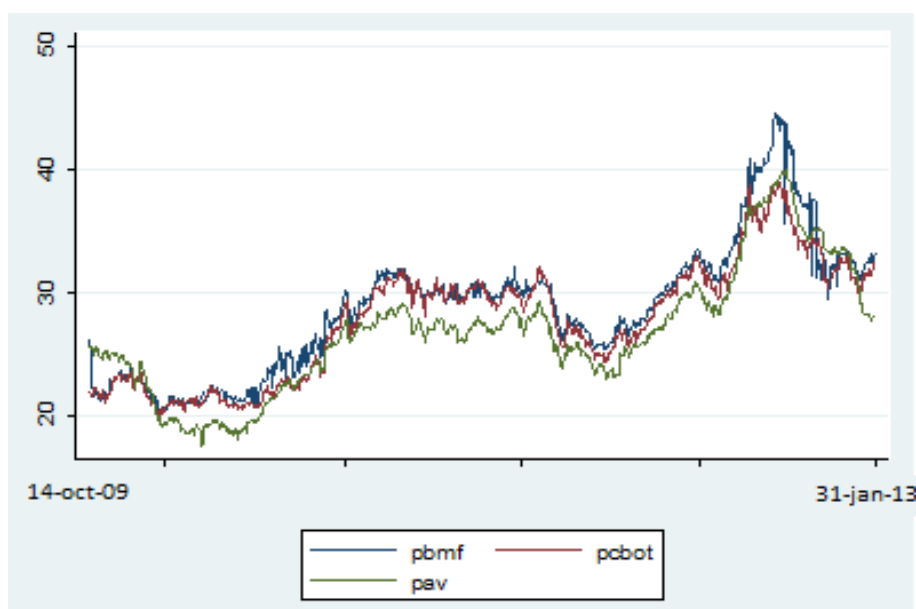


Figura 1. Evolução dos preços da soja nos mercados à vista brasileiro e futuro da BM&F e CBOT.

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Na Tabela 1 são apresentadas as estatísticas descritivas para as séries de preços no mercado físico e futuro de soja. Verifica-se que todas as séries possuem um elevado grau de variabilidade, o que é evidenciado tanto pela variância dos preços quanto pela amplitude entre os valores máximos e mínimos das três variáveis. No que diz respeito às médias, não foi realizado nenhum teste que permitisse afirmar se estas são próximas estatisticamente, entretanto é importante salientar a similaridade no comportamento descritivo desta.

Quanto aos coeficientes de assimetria e curtose, percebe-se que estes apresentaram

um padrão que diverge da distribuição normal em todos os mercados. Fato que é corroborado pelo teste de normalidade de Jarque-bera, o qual permitiu a rejeição da hipótese de normalidade.

Tabela 1: Características das séries de preços

	Preço à vista	Preço BM&F	Preço Cbot
Média	26,80072	28,75263	27,84021
Variância	24,84115	28,46246	22,47132
Mínimo	17,52218	20,15	19,9739
Máximo	40,03923	44,44	38,9061
Assimetria	0,4783875	0,5035426	0,0316005
Curtose	3,05453	3,191753	2,135086
Jarque Bera	30.88[2.1e-08]	35.34[3.2e-06]	25.29[2.0e-07]

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

3.2 Testes de estacionaridade, causalidade de Granger e MRC

Passando-se aos procedimentos econométricos referenciados na seção anterior, a Tabela 2 apresenta as informações quanto à estacionaridade das séries através dos testes ADF e KPSS. Salienta-se que neste ponto as séries já são examinadas na forma de log-retornos, estes apresentam propriedades estatísticas mais favoráveis para a análise que segue.

Tabela 2: Resultados do teste de raiz unitária ADF e do teste de estacionaridade KPSS para as o modelos em nível

TESTE	Preço à vista (Estatística t)	Preço BM&F (Estatística t)	Preço Cbot (Estatística t)
ADF (1)	-19,133	-18,811	-28,415
KPSS (2)	0,192	0,0614	0,0891

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

(1) Valor crítico do teste de Dickey-Fuller ao nível de significância de 5% = -3,4215. (2) Valor crítico do teste de KPSS ao nível de significância de 5% = 0,146.

A partir do teste ADF é possível rejeitar a hipótese nula de ausência de estacionaridade, ou seja, as séries se desenvolvem no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável (Morettin e Toloí, 2004). Este resultado é convergente com o observado no teste KPSS, onde a hipótese nula de estacionaridade não pôde ser rejeitada. Assim, pode-se afirmar que todas as séries possuem a mesma ordem de integração, são I(0).

A ordem das defasagens do modelo é determinada a partir dos critérios de informação AIC e BIC. Estes divergiram quanto ao número de defasagens indicadas para estimação do modelo, o primeiro sugeriu a utilização de 4 defasagens enquanto que o critério

BIC apontou uma (Tabela 3). Optou-se por estimar o modelo com apenas uma defasagem por considerar ser este mais parcimonioso.

Tabela 3: Seleção da ordem de defasagens do modelo por meio dos critérios AIC e BIC

ORDEM	AIC	BIC
0 defasagens	-16,5678	-16,5503
1 defasagem	-16,8807	-16,8106*
2 defasagens	-16,922	-16,7993
3 defasagens	-16,9608	-16,7855
4 defasagens	16,9769*	-16,7489

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

*ordem de defasagem indicada pelo critério

Os resultados do teste de Causalidade de Granger (Tabela 4) evidenciam que existe uma relação de causalidade entre a maioria das variáveis, excetuando-se o caso dos preços à vista com relação aos da BM&F. No caso da CBOT, o teste demonstra que esta variável causa impactos significativos tanto nos preços à vista brasileiros quanto na BM&F, entretanto o contrário não é verdadeiro, ou seja, as variações nos preços à vista brasileiros e da BM&F não causam impactos significativos nas variações dos preços da CBOT. Este resultado é compreensível, já que os contratos futuros de soja negociados na CBOT têm uma abrangência muito superior aos montantes negociados no Brasil tanto no sentido de quantidade quanto no peso da instituição perante o mercado internacional.

Tabela 4: Teste de Causalidade de Granger

	lnPav valores de t e p	lnPBmf valores de t e p	lnPCbot valores de t e p
lnPav	-	0.13619[0.712]	0.19871[0.656]
lnPBmf	0.30862[0.579]	-	3.0175[0.082]
lnPCbot	108.48[0.000]	42.197[0.000]	-
Todos	119.84[0.000]	45.425[0.000]	3.0912[0.213]

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Nota: O número entre colchetes é o valor de p .

Os coeficientes estimados por meio da MRC (tabela 5) fornecem a chamada elasticidade instantânea de transmissão e devem ser interpretados com sinal invertido para obter o impacto de uma variável sobre a outra. De acordo com as elasticidades obtidas observa-se que o lnPCbot e lnPBmf possuem uma influência estatisticamente significativa sobre os preços à vista. O aumento de 1% na primeira ocasiona aumentos de 0,48% em lnPav,

a segunda ao variar em 1% gera aumentos de 0,28% nos preços à vista. Quanto à elasticidade de transmissão do lnCBot em relação aos preços futuros da BM&F, constata-se que os primeiros não exercem influência estatisticamente significativa sobre os segundos.

Tabela 5: Matriz de relações contemporâneas

	lnPav	lnPBmf	lnPCbot
lnPav	1	0	0
lnPBmf	-0.4837133[0.000]	1	0
lnPCbot	-0.2847523[0.000]	-0.0307494[0.383]	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Nota: O número entre colchetes é o valor de p

3.3 Volatilidade condicional

No que tange a análise da volatilidade, além da realização do teste para averiguar se este fenômeno incide nas séries analisadas (Tabela 6), também serão estimados os modelos univariados para cada uma das variáveis. Assim, após encontrar o modelo que melhor se ajusta aos dados, passa-se para a determinação do modelo multivariado que permite verificar a incidência de um processo de transmissão de volatilidade entre as séries. Se os preços nestes mercados tendem a se igualar ao longo do tempo, é razoável supor que também haja uma correlação entre suas volatilidades.

Tabela 6: Resultados da regressão dos retornos sobre o intercepto e do teste do LM

	Estimativa dos parâmetros	Valores de t [p]	Teste LM [p]
lnPav	0,0001121	0,27 [0,788]	0,791[0,3738]
lnPBmf	0,000295	0,35[0,729]	71,268[0,0000]
lnPCbot	0,0004852	0,96[0,337]	1,870[0,1714]

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Nota: O número entre colchetes é o valor de p .

Os resultados do teste LM demonstram que para a série de preços à vista não há incidência do fenômeno de aglomeração de volatilidade nos retornos. Já os preços no mercado futuro da CBOT e da BM&F possuem efeitos ARCH a níveis de significância de 20% e 1%, respectivamente. Desta forma, serão ajustados os modelos da família GARCH univariados e multivariados apenas para as séries de preço nos mercado futuros.

Como não foram encontrados efeitos de volatilidade condicional significativos para os preços à vista, esta variável não será incluída no modelo multivariado de transmissão de volatilidade. Apesar de o teste de causalidade demonstrar que os choques nos preços das

demais variáveis são transmitidos para os preços à vista, o mesmo não ocorre no que se refere à transmissão de choques de volatilidade podendo, entretanto, ocorrer para o caso dos preços nos mercados futuros.

Este resultado pode ser justificado pelo fato de que existe uma gama superior de agentes atuando na determinação do preço no mercado futuro. A atuação de especuladores, por exemplo, é um fator que tende a intensificar a ocorrência de aglomeração de volatilidade nos preços. Com isso, será estimado um modelo bivariado considerando apenas a transmissão de volatilidade entre $\ln PC_{bot}$ e $\ln PB_{mf}$.

Tabela 7: Determinação dos modelos GARCH univariados para a série de retornos $\ln C_{Bot}$.

	AIC	BIC	Significância dos parâmetros
GARCH(1, 1)	-4587.155	-4568.386	Sim
GARCH(2, 1)	-4593.470	-4574.701	Sim
GARCH(1, 2)	-4581.232	-4562.464	Sim
GARCH(2, 2)	-4569.286	-4550.518	Sim
GARCH(1 e 2, 1)	-4591.479	-4568.018	Não
GARCH(1, 1 e 2)	-4588.297	-4564.837	Sim
GARCH(1 e 2, 1 e 2)	-4590.170	-4562.018	Não

Fonte: Elaboração própria a partir do software Stata 10

Nas tabelas 7 e 8 são apresentados os resultados dos critérios AIC e BIC para determinação do modelo que melhor se ajusta aos dados. No caso da $\ln PB_{mf}$ todos os modelos geraram estimativas significantes para os parâmetros que lhes compõem, porém na estimação de $\ln PC_{bot}$ os modelos GARCH(1, 1 e 2) e GARCH(1 e 2, 1 e 2) não tiveram todas as estimativas significantes a 5%. Para ambas as variáveis o melhor ajustamento foi proporcionado pelo modelo GARCH(2,2), os quais possuem os menores valores de AIC e BIC e têm todos os parâmetros significativos a 5%.

Tabela 8: Determinação dos modelos GARCH univariados para a série de retornos $\ln PB_{mf}$.

	AIC	BIC	Significância dos parâmetros
GARCH(1, 1)	-4003.262	-3984.494	Sim
GARCH(2, 1)	-3853.592	-3834.824	Sim
GARCH(1, 2)	-3885.786	-3867.018	Sim
GARCH(2, 2)	-3850.728	-3831.960	Sim
GARCH(1 e 2, 1)	-4029.893	-4006.432	Sim
GARCH(1, 1 e 2)	-4006.511	-3983.051	Sim
GARCH(1 e 2, 1 e 2)	-4009.717	-3981.564	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Na tabela 9 são apresentadas as estimativas dos coeficientes dos modelos de heterocedasticidade condicional para lnPCbot e lnPBmf. Com um coeficiente de persistência de 0,8956 a série de retornos de lnPCbot mostrou-se menos resistente com relação a choques de volatilidade do que a série de retornos de lnPBmf, a qual obteve um coeficiente de persistência de 0,9591. Isto significa que os retornos da BM&F terão uma maior demora no processo de reversão à média para a variância, ou seja, o choque sobre a volatilidade irá enfraquecer mais vagarosamente em comparação com os retornos de lnPCbot.

Tabela 10: Estimativas dos modelos GARCH para as séries de retornos da BM&F e CBOT
Modelo GARCH (2,2) para lnPCbot

	Estimativa dos parâmetros
Constante	0.0000217
ARCH.L2	0.066772
GARCH.L2	0.8278246
Modelo GARCH (2,2) para lnPBmf	
	Estimativa dos parâmetros
Constante	0.0000332
ARCH.L2	0.0891562
GARCH.L2	0.8599806

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Nota: O número entre colchetes é o valor de p .

Ao considerar os efeitos da volatilidade condicional no caso multivariado de correlação condicional constante. A determinação da ordem de defasagem do modelo CCC que melhor se ajusta aos dados será realizada de forma semelhante ao caso univariado, através dos critérios de AIC e BIC (tabela 10).

Tabela 10: Determinação dos modelagem GARCH multivariada que melhor se ajusta aos dados

	AIC	BIC	Significância dos parâmetros
CCC(1,1)	-8716.398	-8674.169	Sim
CCC(2,1)	-8542.069	-8499.84	Sim
CCC(1,2)	-8566.344	-8524.115	Sim
CCC(2,2)	-8517.966	-8475.737	Sim
CCC (1 e 2, 1)	-8756.226	-8704.613	Não
CCC(1, 1 e 2)	-8721.785	-8670.172	Sim
CCC(1 e 2, 1 e 2)	-8709.85	-8662.929	Não

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

De acordo com os critérios AIC e BIC para determinação da ordem das defasagens do modelo CCC fica designado que é o modelo CCC(2,2) que apresenta o melhor grau de

ajustamento para todas as variáveis estatisticamente significantes a 5%, excetuando-se os termos de intercepto.

Tabela 11: Estimativas do modelo CCC(2,2) para as séries de retornos da BM&F e CBOT

Equação 1		
	Estimativa dos parâmetros	Valores de t [p]
Constante	0.0003584	0.73[0.463]
lnPBmf_arch.L2	0.0927901	4.47[0.000]
lnPBmf_garch.L2	0,8666141	45.22[0.000]
Equação 2		
	Estimativa dos parâmetros	Valores de t [p]
Constante	0.0000187	1.96[0.049]
ARCH.L2	0.0576107	2.90[0.004]
GARCH.L2	0.8506989	14.91[0.000]
Equação 3		
	Estimativa dos parâmetros	Valores de t [p]
Correlação	0.3399073	10.98[0.000]

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa

Nota: O número entre colchetes é o valor de p .

A tabela 11 apresenta os resultados da estimação das equações que compõem o modelo CCC(2,2). Destes resultados, a estimativa mais importante para a presente análise se refere ao coeficiente de correlação entre lnPCbot e lnPBmf. Nota-se a significância estatística deste parâmetro a níveis de 1%, indicando que as volatilidades das séries de retornos da CBOT e da BM&F estão condicionadas uma à outra. Cerca de 34% dos choques ocorridos em uma das séries será transmitido para a outra.

1. CONCLUSÕES

Evidenciada a importância da sojicultura nos mais diversos níveis de mercado, o objetivo deste trabalho foi descrever o processo de inter-relação entre os preços à vista da soja brasileira e dos contratos negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F e na Chicago Board of Trade – CBOT.

A série de preços que mais se destacou foi a da bolsa de Chicago, pois influencia tanto os preços à vista quanto futuros brasileiros. O contrário, entretanto, não foi comprovado verdadeiro. Mesmo com as expansões em termos de produção de soja no mercado brasileiro, este não transpõe suas oscilações ao mercado futuro tanto internacional quanto nacional. Porém os preços na CBOT são transmitidos para os demais mercados. Este resultado é razoável ao destacar a magnitude das negociações operacionalizadas na CBOT, bem como o grande peso da instituição no mercado internacional.

Outra possível explicação para este fato é o perfil dos produtores rurais brasileiros. São poucos os que conhecem as vantagens de realizar investimentos no mercado futuro. Além de seu baixo grau de participação, muitos preferem realizar suas operações de *hedge* na CBOT e não na BM&F. Deixando a bolsa brasileira sujeita à incidência proporcionalmente maior de especuladores do que dos próprios produtores, o que distanciaria a relação entre o mercado futuro e à vista.

Na matriz de relações contemporâneas, as elasticidades obtidas demonstraram que o $\ln PC_{bot}$ e $\ln PB_{mf}$ possuem uma influência estatisticamente significativa sobre os preços à vista. Evidenciando que a direção de transmissão ocorre do preço futuro para o à vista, fato contrário do que a definição do mercado futuro permitiria supor mas que caracteriza o papel da inclusão de outros agentes operando no mercado futuro.

No que diz respeito à transmissão de volatilidade, não foi possível corroborar a hipótese de que haja uma transmissão entre os mercados à vista e futuros. O teste LM demonstrou que o fenômeno de aglomeração de volatilidade não incide sobre a série dos log-retornos dos preços à vista.

Tendo, entretanto, sido ajustados modelos GARCH apenas para as séries que apresentaram volatilidade condicional, sendo que a série de retornos de $\ln PC_{bot}$, com um coeficiente de persistência de 0,8956, mostrou-se menos resistente com relação a choques de volatilidade do que a série de retornos de $\ln PB_{mf}$. Isto significa que os retornos da BM&F terão uma maior demora no processo de reversão à média para a variância, ou seja, o choque sobre a volatilidade irá enfraquecer mais vagarosamente em comparação com os retornos de $\ln PC_{bot}$.

Quanto à inter-relação entre os choques de volatilidade nos log-retornos dos preços da CBOT e da BM&F, nota-se a significância estatística deste parâmetro a níveis de 1%, indicando que as volatilidades das séries de retornos da CBOT e da BM&F estão condicionadas uma à outra. Cerca de 34% dos choques ocorridos em uma das séries será transmitido para a outra, de modo que tanto a hipótese de transmissão de volatilidade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, vol. 46, n.01, p. 075-096, jan/mar 2008.

ARAÚJO, A. S. **Risco e Causalidade nos Principais Mercados de Ações Europeus**. 2011. 41p. Dissertação (Mestrado em Finanças) – Universidade Técnica de Lisboa, Instituto Superior de Economia e Gestão, Lisboa.

ALBUQUERQUE, C. R. **Taxas de câmbio e inflação no Brasil: um estudo econométrico**. 2005. 127p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre.

BAYER, F. M. **Previsão do preço e da volatilidade de commodities agrícolas, por meio de modelos ARFIMA-GARCH**. 2008. 83p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

BOLLERSLEV, T. A conditional heteroskedasticity time series model for speculative process and rates of return. **Review of Economics and Statistics**, vol. 69, n.3, p. 542-547, Aug. 1987.

BOLLERSLEV, T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates. **Review of Economics and Statistics**, vol. 72, n. 3, p. 498-505, Aug.1990.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R.F.; WOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. **Journal of Political Economy**, vol. 96, n. 1, p. 116-131, Feb. 1988.

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS (BM&FBOVESPA). 2012. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acesso em: 20 nov. 2012.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Intercâmbio Comercial do Agronegócio: Principais Mercados de destino, 2011**. Brasília, Jun. 2011. 462p.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 320p.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de Produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 3, p. 303-327, jul./set. 2007.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA / FUNDAÇÃO DE ESTUDOS AGRÁRIOS “LUIZ DE QUEIROZ” (CEPEA/FEALQ). Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/soja/>>. Acesso em: 04 fev. 2013.

COOPERATIVA AGRÍCOLA DE TUPANCIRETÃ - (AGROPAN). Disponível em: <<http://www.agropan.coop.br>>. Acesso em: 04 fev. 2013

COOPERATIVA AGROPECUÁRIA DE JULIO DE CASTILHOS (COTRIJUC). Disponível em: <<http://www.cotrijuc.com.br/site/cotrijuc.php?mod=cotacoes>> Acesso em: 04 fev. 2013

ENGLE, R. Autoregressive conditional heterokedasticity with estimates of the variances of U.K. inflation. **Econometrica**. v. 50, n.4, p. 987-1008, July, 1982.

FINANCIAL MARKETS WORLDWIDE (FOREXPROS). Disponível em: <<http://www.forexpros.com.pt/>> Acesso em: 04 fev. 2013

INSTITUTO MATO-GROSSENSE DE ECONOMIA AGROPECUÁRIA. 2013. Disponível em: <<http://www.imea.com.br/cotacoes.php?produto=1&subproduto=5>>. Acesso em: 04 fev. 2013

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 04 fev. 2013

JUBERT, R. W.; *et. al.* Um Estudo do Padrão de Volatilidade dos Principais Índices Financeiros do Bovespa: uma Aplicação de Modelos Arch. **Revista UnB Contábil**, Brasília, v. 11, n. 1-2, p.221-239, jan./dez. 2008.

LAMOUNIER, W. M. ; LEITE, C. A. M. Análise Estrutural de Séries Temporais. In: Maurinho Luiz dos Santos; Wilson Vieira da Cruz. (Org.). **Métodos Quantitativos em Economia**. 1 ed. Viçosa: Editora da Universidade Federal de Viçosa, 2004. cap.20.

LIMA, F. G.; *et. al.* Previsão de preços de commodities com modelos ARIMA-GARCH e redes neurais com ondaletas: velhas tecnologias – novos resultados. **Revista de Administração**, São Paulo, v.45, n.2, p.188-202, abr./jun. 2010.

LOPES, D. C. **Análise quantitativa da volatilidade entre os índices Dow Jones, Ibovespa e S&P500**. 2006. 135p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

MAIA, F. N. C. S.; AGUIAR, D. R. D. Estratégias de hedge com os contratos futuros de soja da Chicago Board of Trade. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 17, n. 3, p. 617-626, jul./set. 2010.

OLIVEIRA NETO, O. J.; MACHADO, A.G.; FIGUEIREDO, R. Comportamento da base e análise do risco de base na comercialização do boi gordo no Estado de Goiás, Brasil. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v. 39, n. 3, p. 207-217, jul./set. 2009.

PEREIRA, E. S. **Formação de preços e finanças comportamentais: um estudo empírico no mercado futuro de cacau**. 2009. 82p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia , Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa.

ROSALEM, V.; GOMES, C. S.; OLIVEIRA, M. F. Estratégia de comercialização em mercados derivativos: cálculo de base e risco de base do boi gordo em diversas localidades do Brasil. **Revista de Administração da UFSM**, Santa Maria, v. 1, n. 3, p. 402-417, set./dez. 2008.

SILVENNOINEN, S.; TERÄSVIRTA, T. **Multivariate GARCH models**. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 669, 2008.

SIMÕES, M. D. et. al. Uma avaliação da volatilidade dos preços da soja no mercado internacional com dados de alta frequência. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 19, n. 1, p. 219-231, jan./mar. 2012.

SWARAY, R. B. **Volatility of primary commodity prices**: some evidence from agricultural exports in Sub-Saharan Africa, Discussion papers in economics, n.2002/06, University of York, 2002.

TRENNEPOHL, D.; PAIVA, C. A. N. A importância da sojicultura para o desenvolvimento da região noroeste do Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 31, Número Especial, p. 741-778, jun. 2011.

TSAY, R.S. **Analysis of financial time series**. Wiley series in probability and statistics. **X.ed.** New York: John Wiley & Sons, 2005. 576p.

USDA. Foreign Agricultural Service. Disponível em: < <http://www.fas.usda.gov> >. Acesso em: 25 Jan. 2012.