

Área 7 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças.

Título do artigo: Previsões de volatilidade diária um passo a frente: Um estudo dos contratos futuros de soja com liquidação financeira da BM&FBOVESPA

Murilo Massaru da Silva (UFPB)

Sinézio Fernandes Maia (UFPB)

Resumo

Em 27 de janeiro de 2011, a BM&FBOVESPA iniciou as negociações do contrato futuro de soja com liquidação financeira. Neste novo contrato não há mais a possibilidade de entrega física dos grãos, ou seja, a liquidação do contrato é feita apenas financeiramente. Sendo assim, este trabalho pretende analisar os contratos futuros e de opções desta nova modalidade contratual, com o objetivo de prever a volatilidade diária um passo a frente do preço futuro da soja. Obtém-se a volatilidade implícita através da indução retroativa da fórmula de Black (1976). Já as volatilidades estatísticas são calculadas através de modelos de médias móveis igualmente ponderadas, GARCH, IGARCH, EGARCH e GJR. São realizadas regressões simples e múltiplas da volatilidade “um passo a frente” em relação às volatilidades implícitas e estatísticas por MQO com o objetivo de se verificar quais volatilidades têm o maior poder explicativo sobre a variável dependente. Os resultados mostram que a volatilidade de médias móveis com janela de 10 dias obteve o maior R^2 ajustado individualmente, entretanto, a realização de uma regressão múltipla incluindo a volatilidade implícita e outras volatilidades estatísticas melhoram o poder de explicação do modelo.

Palavras-chave: Volatilidade, previsão, contratos futuros, soja, liquidação financeira.

Abstract

BM&FBOVESPA, on 27/01/2011, started negotiating the futures contract with financial settlement on soybeans. In this new kind of contract there isn't the possibility of delivering the grains anymore, that is, the contract settlement is only financial. This paper tries to forecast the daily price one-step-ahead volatility using the new futures and options contracts. The implied volatility is obtained by the retroactive induction of Black's (1976) formula. The statistics volatilities are calculated by equally weighted moving average models, GARCH, IGARCH, EGARCH and GJR. Simple and multiple regressions about the one-step-ahead volatility are done, trying to verify which volatilities have the better explanatory power about the dependent variable. Results show that the moving average volatility with a 10 days moving window have the better adjusted R^2 individually. However, when multiple regressions are done including implied and other statistics volatilities, the explanatory power of the model gets higher.

Keywords: Volatility, forecasting, futures contracts, soybean, financial settlement.

Classificação JEL: G17.

PREVISÕES DE VOLATILIDADE DIÁRIA UM PASSO A FRENTE: UM ESTUDO DOS CONTRATOS FUTUROS DE SOJA COM LIQUIDAÇÃO FINANCEIRA DA BM&FBOVESPA

1. Introdução

O setor produtor de soja no Brasil desempenha um papel de grande importância sobre a economia brasileira como um todo. Segundo a EMBRAPA (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária), durante a safra 2010/2011 o Brasil exportou o equivalente a US\$ 17,1 bilhões em grãos, farelo e óleo conjuntamente. De acordo com Silva, Lima e Batista (2011), entre 2002 e 2010, “além da elevada porcentagem nas exportações, o saldo comercial é expressivamente positivo e ascendente para o período analisado”.

Já o mercado de futuros de soja é importante para produtores e demais agentes, pois,

in some situations they provide an inexpensive way to transfer risk, and because many people both in the business and out like to gamble on commodity prices.[...] The big benefit from futures markets is the side effect: The fact that participants in the futures markets can make production, storage, and processing decisions by looking at the pattern of futures prices, even if they don't take positions in that market. (BLACK, 1976)

Assim como qualquer outro produto do mercado financeiro, os contratos futuros de soja oferecem risco aos seus detentores, sendo necessário, portanto, uma estratégia de identificação e gestão deste risco. Neste trabalho definimos risco como a variação absoluta percentual diária do preço da soja, em termos anualizados. Diferentemente de trabalhos de previsão de preço como o de Bressan (2001), o objetivo deste artigo é a previsão da volatilidade futura a partir de estimativas das volatilidades passadas.

No dia 27 de janeiro de 2011 a BM&FBOVESPA iniciou as negociações do novo contrato futuro de soja com liquidação financeira. Neste novo contrato não há mais a possibilidade de entrega física dos grãos, ou seja, o agente que está na posição “*short*” não deverá entregar as sacas de soja no fim do contrato e o agente na posição “*long*” não recebe os grãos. A liquidação do contrato é feita apenas financeiramente, desta forma, se o preço final é maior do que o inicial, o agente que está na posição “*long*” recebe mais dinheiro do que o inicialmente depositado enquanto o outro agente recebe menos.

De acordo com a revista Globo Rural Online (2011), o objetivo de se utilizar este novo tipo de contrato futuro é de ampliar a participação de agentes como produtores, cooperativas, exportadores e cerealistas no mercado de futuros de soja. Dessa forma o produto ganha mais liquidez, contribuindo para uma maior eficiência no mercado. Atualmente, os contratos futuros de soja com entrega física não são mais negociados, portanto, os dados mais recentes do mercado de futuros de soja somente englobam os contratos com liquidação financeira.

A partir dos dados mais recentes sobre o mercado futuro de soja da BM&F, este trabalho se propõe a verificar se a volatilidade presente tem algum poder de informação sobre a volatilidade “*one-step-ahead*”. Para isso utilizaremos estimações de volatilidades estatísticas (Médias Móveis, GARCH, IGARCH, EGARCH e GJR), além de volatilidades implícitas obtidas pela indução retroativa da fórmula de Black (1976).

2. Revisão de Bibliografia

A volatilidade de um ativo financeiro é uma informação crucial para sua precificação, e, portanto, para a previsão de seu valor e retorno futuro. Vários estudos vêm sendo desenvolvidos no Brasil e no exterior sobre qual é a melhor forma de se calcular a volatilidade de diversos tipos de papéis. Gabe e Portugal (2003), por exemplo, fazem um comparativo entre a volatilidade implícita e a estatística para efeitos de previsão da volatilidade no futuro. A partir de dados sobre os preços das ações e opções da Telemar S.A., são feitas as estimativas com o objetivo de verificar se a volatilidade implícita é de fato o melhor previsor da volatilidade futura, o que indicaria que o mercado de opções pode ser eficiente.

A volatilidade implícita é calculada a partir da fórmula proposta por Black e Scholes (1973). Como não existe uma solução analítica para a volatilidade, recorreu-se a um método numérico com auxílio do software MAPLE 7. Já a volatilidade estatística foi estimada por modelos de variância não condicional (MA(10), MA(20) e MA(30)), e também por modelos de variância condicional (GARCH, EGARCH e FIGARCH).

Os autores verificam que a volatilidade implícita “*contém informação relevante sobre a volatilidade um passo a frente, entendida como a variação absoluta dos retornos entre t e $t+1$. Contudo ela é viesada*” Já os modelos de volatilidade condicional têm um maior poder de determinação da volatilidade realizada ao longo do tempo de maturidade. Sendo que o modelo FIGARCH é eficiente e não-viesado.

Vicente e Guedes (2010) fazem um estudo mais recente sobre volatilidade implícita a partir de dados dos mercados de ações e opções da Petrobras com o intuito de determinar a relação entre a volatilidade implícita e a observada. A utilização da Petrobras é um ponto central deste trabalho. Devido à sua alta participação e liquidez no Ibovespa, os resultados podem ser encarados como uma *proxy* do mercado de ações em geral.

Neste estudo, a base de dados “*foi dividida em 35 sub-períodos, cada um começando no vencimento da série anterior e terminando no último dia útil antes do vencimento da série seguinte, sem sobreposição*”. A partir de então foram criadas séries de volatilidades *in-the-money* (ITM), *at-the-money* (ATM) e *out-the-money* (OTM), volatilidade realizada incluindo também estas séries logaritmizadas.

O estudo conclui que as opções ATM e ITM possuem baixo poder explicativo, indicando que “*ou o prêmio de risco de volatilidade dessas opções é alto ou o mercado apresenta ineficiências*”. Já o uso de opções OTM possui uma correlação maior com a volatilidade futura do que a volatilidade histórica. Além disso, não foi encontrado nenhum indício de que a volatilidade histórica seja correlacionada com a volatilidade futura em termos mensais.

Outra abordagem do tema é encontrada no artigo de Morais e Portugal (1999). Neste estudo se compara modelos de volatilidade determinística com modelos de volatilidade estocástica. A série utilizada é a do Ibovespa, sendo que esta abrange três períodos de conturbação relativa: as crises do México e Asiática e a moratória Russa.

Os modelos de volatilidade determinística adotados foram: GARCH, EGARCH, GJR e GARCH-t. Eles foram escolhidos porque a série não apresenta comportamento estacionário, assim como qualquer série financeira, além de apresentar características de heteroscedasticidade. Já os modelos de volatilidade Estocástica foram estimados via filtro de Kalman.

Conclui-se que não é possível escolher de forma segura qual é o melhor modelo para descrever a volatilidade e os retornos, pois as estimativas são bastante parecidas. Um fato interessante é que, para períodos com menos volatilidade, o modelo GARCH(1,1) apresenta o

melhor desempenho enquanto que para períodos de turbulência, o modelo estocástico estacionário parece ser melhor.

O trabalho de Tonin (2009) utiliza vários modelos de precificação de opções da família Black & Scholes para verificar qual é a melhor medida de volatilidade a se utilizar para o mercado de café arábica, a partir dos dados coletados da BM&F sobre o mercado futuro e de opções, entre janeiro de 2005 e dezembro de 2008.

As volatilidades estimadas são calculadas a partir de três diferentes modelos. O primeiro, Black (1976), é simplesmente uma extensão do modelo de Black & Scholes original, entretanto, adaptado para opções sobre futuros. Os modelos de Baronese-Adesi e Whaley (1987) e Bjerkund e Stensland (1993) são modelos mais complexos pois incorporam a possibilidade de se exercer a opção antes do prazo final.

Os resultados não sugerem qual é a melhor medida de volatilidade, entretanto, algumas conclusões interessantes são feitas. Apesar dos modelos mais complexos terem um custo computacional mais elevado, os autores recomendam a utilização do modelo de Barone-Adesi e Whaley, pois, é aplicado a opções americanas, e melhorou os resultados da precificação em boa parte dos casos.

Na literatura internacional encontram-se estudos (Hauser e Neff (1985), Richter e Sorensen (2003)) sobre o mercado de opções sobre futuro de soja especificamente. Hauser e Neff (1985) fazem uma análise com o objetivo identificar e mensurar os fatores exógenos ao modelo de Black que estão afetando a volatilidade implícita da opção sobre futuros.

Para realizar a análise são utilizados dados das opções sobre futuros de soja da CBOT de 31 de outubro de 1984 até 29 de março de 1985. Depois é estimada uma regressão do logaritmo da volatilidade implícita em função da variância histórica, preço futuro, volume de transação, retorno, e dummies que dizem respeito ao grau de “*moneyness*”.

A regressão realizada revela que todas estas variáveis possuem efeito sobre a volatilidade implícita. A volatilidade histórica possui um grande poder explicativo, entretanto ele diminui na medida em que o tempo no qual a opção vence aumenta. O resultado considerado mais importante, entretanto, é que a volatilidade implícita é diretamente influenciada pelo nível de preço futuro.

Ainda para o caso específico de opções sobre futuros de soja Richter e Sorensen (2003) procuram identificar o efeito da sazonalidade sobre este mercado. Para os autores : “*Seasonality is known to be one of the empirical characteristics that make commodities strikingly different from stocks, bonds, and other conventional financial assets*”.

A metodologia utilizada parte de um modelo de volatilidade estocástica de tempo-contínuo de preços de *commodities* com um componente de sazonalidade tanto no “*spot price*” de uma *commodity* quanto na volatilidade deste preço. Sendo que os parâmetros deste modelo são estimados por dados em painel dos preços futuros e de opções da CBOT entre 1984-1999.

As estimações mostram claramente que existe um padrão de sazonalidade claro tanto nas volatilidades quanto nos “*convenience yields*”. Além disso, descobre-se que existe uma correlação positiva entre preços “*spot*” e volatilidade, como uma oposição ao comumente denominado “efeito alavancagem” nos mercados de títulos.

Em um trabalho mais recente, Souza (2010) obtém a estrutura a termo das opções de vencimento futuro negociadas no CME GROUP para a previsão de volatilidade e preços a vista da soja negociada em Rondonópolis (MT). Os derivativos de soja do CME GROUP são de fato importantes para a precificação da soja no Brasil, pois a maior bolsa de soja do mundo (Chicago Board of Trade) faz parte deste grupo.

No estudo em questão, extrai-se a volatilidade implícita do modelo de Black (1976), e realiza-se a decomposição da variância da volatilidade em intervalos conhecidos e não conhecidos, para gerar previsões de curto e longo prazo para os mesmos. A volatilidade

implícita também é utilizada como parâmetro numa equação de intervalos de confiança empíricos para a estimação de preços.

Ao realizar os testes de eficiência preditiva, os resultados indicaram que as previsões de volatilidade baseadas na volatilidade implícita têm maior grau de eficiência no curto prazo, entretanto, as previsões dos níveis de preços se mostraram mais precisas no longo prazo. O autor atribui os resultados as próprias características intrínsecas da série de preços, como tendência de reversão a média e volatilidades agrupadas.

3. Referencial Teórico

3.1. Volatilidade Estatística

Os modelos de volatilidade estatística trabalham com as informações passadas sobre o retorno de um ativo para estimar sua volatilidade passada e fazer previsões sobre seu comportamento futuro. Se a volatilidade passada possui alguma informação sobre a volatilidade no futuro, os participantes do mercado financeiro têm a possibilidade de se proteger de períodos de alta volatilidade, ou até mesmo a oportunidade de especular em função disso.

Uma grande vantagem deste tipo de modelagem é a sua simplicidade relativa quanto à necessidade de informações a serem inclusas. Se um modelo tiver uma grande capacidade de previsão, os agentes não precisam dar tanta atenção a acontecimentos e até mesmo rumores acerca de determinado mercado. O simples acompanhamento da sua série histórica e a incorporação das novas informações ao modelo, já daria aos agentes um grande grau de confiança a respeito do que pode acontecer à série no futuro.

3.1.1. Modelos de Volatilidade de Média Móvel

Os modelos de Volatilidade de Média Móvel são bastante simples na sua estimação e mesmo assim, podem ser bastante úteis para se entender o comportamento de uma série. No trabalho de Tonin (2009), por exemplo, a volatilidade de média móvel teve um desempenho muito bom para se precificar opções de compra e venda em determinado grau de “*moneyness*”.

Segundo Gabe e Portugal (2003),

Os modelos de média móvel são classificados como modelos de volatilidade constante, pois se referem à volatilidade não condicional do processo de retornos de um ativo. Isto implica que σ é uma constante finita, a mesma ao longo de todo o processo da geração de dados. Ela pode ser definida em termos da variância da distribuição não condicional de um processo de retornos estacionário.

Os testes para a estacionariedade da série de retornos dos preços futuros da soja serão apresentados na seção de resultados. O modelo de médias móveis que será utilizado neste trabalho é o de médias móveis igualmente ponderadas, podendo ser descrito pela fórmula a seguir:

$$\widehat{\sigma}_t^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (R_{t-i} - \bar{R}_t)^2}{n - 1}$$

onde $R_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$, $\bar{R}_t = \sum_{i=1}^n R_{t-i}$ e S_t é preço de ajuste do contrato futuro em t .

A volatilidade anualizada é dada por:

$$\text{Volatilidade} = \sqrt[2]{\hat{\sigma}^2} \sqrt[2]{252}$$

A partir da construção matemática acima, serão testadas as estimativas de volatilidade de médias móveis a partir de diferentes valores de n (janela móvel). Daqui em diante, as volatilidades estimadas por médias móveis serão denominadas como MA(n).

3.1.2. Modelos da família GARCH

3.1.2.1. Modelo GARCH

O modelo GARCH (“*General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*”) foi introduzindo por Bollerslev (1986) como uma generalização do modelo ARCH de Engle (1982). Assim como nos modelos Autoregressivos (Ar(p)), a incorporação de termos de médias móveis traz uma maior parcimônia ao modelo para os modelos ARCH, ou seja, um modelo GARCH pode ser usado para se estimar a volatilidade com menos parâmetros.

Um modelo GARCH(p,q) é definido por:

$$r_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$$

sendo que

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

em que ε_t são variáveis aleatórias i.i.d., com média zero, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$, $i = 1, \dots, q-1$, $\beta_j \geq 0$, $j = 1, \dots, p-1$, $\alpha_q > 0$, $\beta_p > 0$, $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i) < 1$, $\gamma = \max(p, q)$.

3.1.2.2. Modelo IGARCH

O modelo IGARCH (“*Integrated General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*”) é utilizado quando $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i) = 1$, $\gamma = \max(p, q)$, ou seja, este polinômio possui raiz unitária. Sendo assim, os choques têm efeitos permanentes sobre a variância condicional.

3.1.2.3. Modelo EGARCH

Nelson (1991) desenvolveu o modelo EGARCH (“*Exponential General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*”), pois os modelos ARCH e GARCH possuíam algumas limitações, principalmente por que

os modelos ARCH e GARCH tratam simetricamente os retornos, pois a volatilidade é uma função quadrática dos mesmos. Mas também é sabido que a volatilidade reage de forma assimétrica aos retornos, tendendo a ser maior para retornos negativos. (MORETTIN, 2008)

Como nos modelos anteriores, escrevemos $r_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$, sendo que ε_t é i.i.d. com média zero e variância unitária. O modelo EGARCH para a variância condicional de r_t é descrito por:

$$\log h_t = \varphi + \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \cdot \{|\varepsilon_{t-j}| - E|\varepsilon_{t-j}| + \tau \varepsilon_{t-j}\}$$

O modelo implica que se $\pi_j > 0$, um desvio de $|\varepsilon_{t-j}|$ de seu valor esperado resulta em uma variância de r_t maior do que no caso contrário. Já o parâmetro τ diz respeito à assimetria. Pode-se dizer que se $\tau = 0$, a volatilidade responde de forma simétrica a choques positivos e negativos. Se $\tau < 0$, então os choques negativos tendem a ter um maior efeito sobre a volatilidade do que os positivos. Trabalhos como os de Pagan e Schwert (1991) e Engle e Ng (1991) indicam que os choques negativos tendem a ter maior efeito sobre a volatilidade do que choques positivos.

3.1.2.4. Modelo GJR

Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) desenvolveram um modelo que visa captar o efeito alavancagem (“leverage”). O modelo pode ser descrito como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^- \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

no qual $S_{t-i}^- = 0$ se $\varepsilon_t > 0$ e $S_{t-i}^- = 1$ se $\varepsilon_t < 0$. Desta forma, os impactos positivos e negativos podem tomar diferentes magnitudes.

3.2. Volatilidade Implícita

O cálculo das volatilidades implícitas se dá através do modelo de Black (1976) de precificação de opções sobre contratos futuros. Este modelo de precificação é muito semelhante ao modelo de Black e Scholes (1973), que é utilizado para precificar opções de vários tipos de ativos, principalmente de ações. O modelo de Black (1976) é construído de forma análoga ao seu predecessor.

A principal diferença consiste na particularidade dos contratos futuros de que, no final do dia, o seu valor é sempre igual à zero. Isso ocorre porque os contratos futuros funcionam como se fossem uma aposta. Quando o preço futuro sobe, aqueles com posição *long* têm dinheiro creditado em sua conta e aqueles com posição *short* têm dinheiro debitado.

Para desenvolver seu modelo de precificação de opções, Black (1976) faz três suposições:

First, let us assume that the fractional change in the futures price over any interval is distributed log-normally, with a known variance rate s^2 . The derivations would go through with little change if we assumed that the variance rate is a known function of the time between t and t^ , but we will assume that the variance rate is constant.*
Second, let us assume that all of the parameters of the capital asset pricing model, including expected return on the market, the variance of the return on the market, and the short-term interest rate, are constant through time.
Third, let us continue to assume that taxes and transaction costs are zero. (BLACK, 1976)

A fórmula de Black para a precificação de opções de contratos futuros pode ser escrita como:

$$w(x, t) = e^{r(t-t^*)}[xN(d_1) - c^*N(d_2)],$$

$$d_1 = \left[\ln \frac{x}{c^*} + \frac{s^2}{2}(t - t^*) \right] / s\sqrt{(t - t^*)},$$

$$d_2 = \left[\ln \frac{x}{c^*} - \frac{s^2}{2}(t - t^*) \right] / s\sqrt{(t - t^*)},$$

sendo que $w(x, t)$ é o preço da opção, x é o preço *spot*, r é a taxa de juros livre de risco instantânea, $(t - t^*)$ é o tempo de maturidade da opção e c^* é o preço de exercício. Para se calcular a volatilidade implícita por este modelo de precificação, basta mudarmos a variável a ser encontrada. Ao invés de resolver a equação para $w(x, t)$, temos que resolver para s^2 . Esta equação, entretanto, não possui solução analítica, sendo que foram utilizados métodos numéricos pelo software R.2.14.0.

4. Metodologia

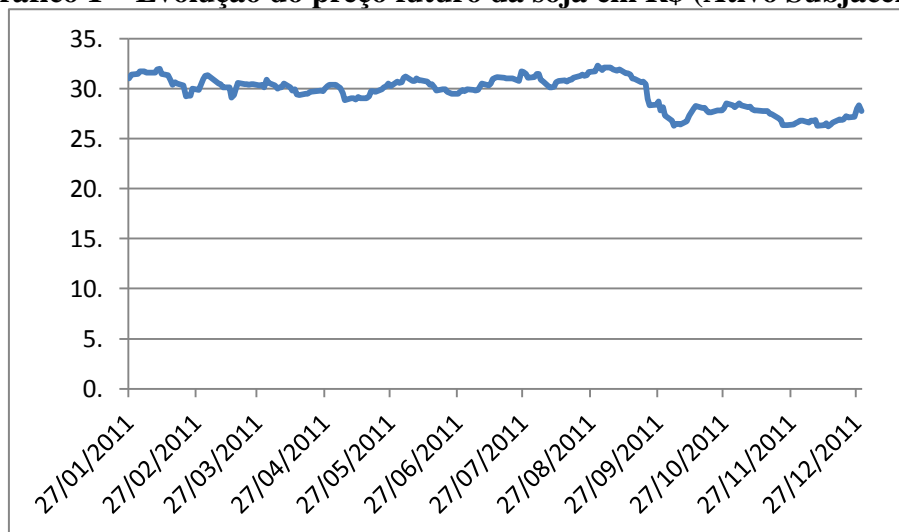
4.1. Descrição dos dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos através do Sistema de Recuperação de Informações da BM&FBOVESPA. Os dados sobre o preço de ajuste e o vencimento dos contratos futuros de soja com liquidação financeira datam de 27/01/2011 até 29/12/2011, totalizando 231 dias úteis.

Já os dados sobre as opções sobre futuro de soja com liquidação financeira começam em 11/04/2011 e terminam em 28/12/2011, totalizando 307 transações e 33,174 contratos negociados. Para a operacionalização das variáveis e a realização das estimativas foram utilizados o Microsoft Excel, Eviews7 e R.2.14.0.

Para transformar as diversas séries de contratos futuros em apenas uma série contínua de índices de contratos futuros, adotou-se o mesmo procedimento de Souza (2010). Esta série considera o primeiro vencimento em aberto até o último dia de negociação do contrato, pois segundo Carchano e Pardo (2009), diferentes metodologias utilizadas para a construção destas séries, não resultam em séries com diferenças significativas.

Gráfico 1 – Evolução do preço futuro da soja em R\$ (Ativo Subjacente)



Fonte: Elaboração própria.

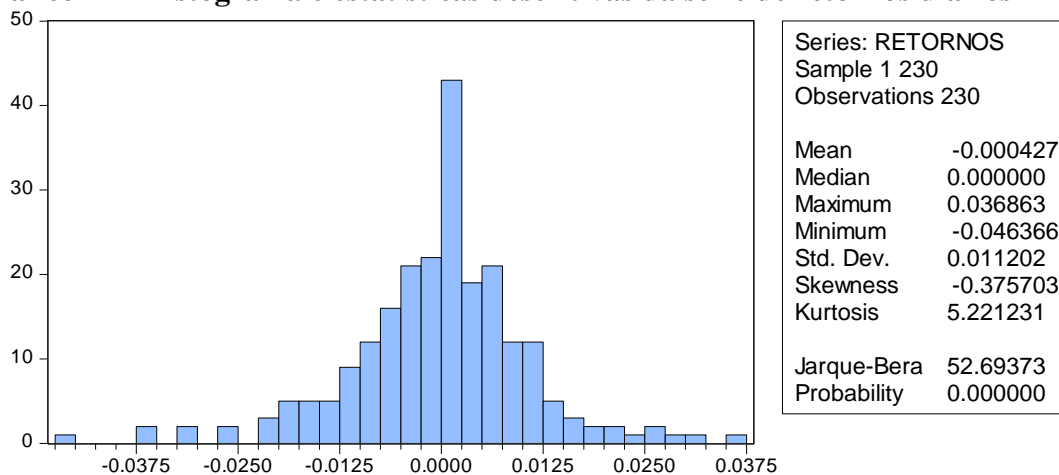
Tabela 1 – Estatísticas descritivas do preço futuro da soja

	PRECOFUTURO
Mean	29.60753
Median	30.10000
Maximum	32.27000
Minimum	26.22000
Std. Dev.	1.644709
Skewness	-0.581401
Kurtosis	2.189393
Jarque-Bera	19.33845
Probability	0.000063
Sum	6839.340
Sum Sq. Dev.	622.1657
Observations	231

Fonte: Elaboração Própria

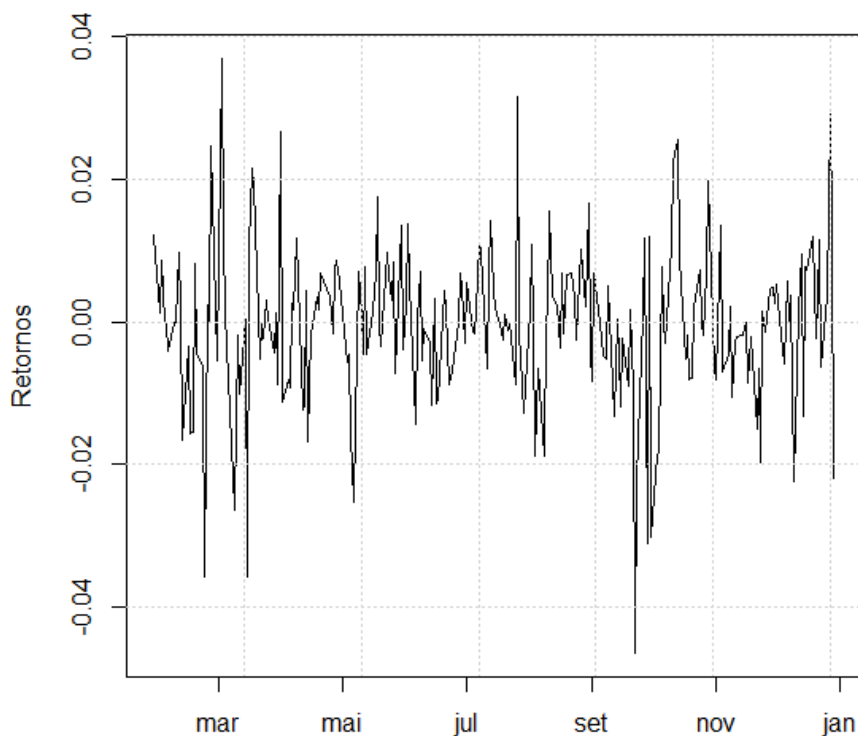
Durante o ano de 2011, o preço futuro da soja teve uma cotação de ajuste média de 29.61 aproximadamente, com um valor máximo de 32.27 e um mínimo de 26.22. Segundo o teste de Jarque-Bera a série não possui uma distribuição normal, pois ela é assimétrica negativa além de ter uma curtose de 2.19, caracterizando uma distribuição mais platicúrtica. A partir da série de preços futuros de soja, obteve-se a série dos retornos diários, com o intuito de se observar a volatilidade ao longo do tempo. As estatísticas descritivas e o gráfico da série encontram-se abaixo.

Gráfico 2 – Histograma e estatísticas descritivas da série de retornos diários



Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 3 – Evolução dos retornos diários



Fonte: Elaboração Própria

As estatísticas descritivas acima revelam que os retornos diários da série de preços futuros de soja possui uma média próxima à zero, sendo que o retorno máximo observado foi de 3,68% enquanto o mínimo foi de -4,63%. Além disso, a série também não possui distribuição normal segundo o teste de Jarque-Bera, apresentando assimetria negativa e curtose elevada. A leptocurtose é um fenômeno comum em séries financeiras, como no estudo realizado por Fama (1965).

4.2. Cálculo das Volatilidades Estatísticas

Primeiramente foram calculadas as volatilidades de médias móveis. Assim como no trabalho de Gabe e Portugal (2003), se utilizam três janelas móveis diferentes. A primeira de 10 dias, a segunda de 20 e a terceira de 30. As séries estão descritas na tabela abaixo.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das volatilidades de médias móveis

	MA10	MA20	MA30
Mean	0.391386	0.384667	0.382478
Median	0.386521	0.375631	0.367721
Maximum	0.673972	0.548522	0.478489
Minimum	0.260273	0.288098	0.329852
Std. Dev.	0.076586	0.055525	0.042363
Skewness	1.05098	1.028789	0.920947
Kurtosis	4.583324	3.84001	2.649677
Jarque-Bera	63.76911	43.42419	29.44066
Probability	0.00000	0.00000	0.00000
Sum	86.49621	81.16466	76.87803
Sum Sq. Dev.	1.290403	0.647439	0.358928
Observations	221	211	201

Fonte: Elaboração própria

Percebe-se que as três séries são muito parecidas na média, entretanto, na medida em que a janela móvel aumenta, a série tem um “alisamento dos picos”, pois a diferença entre o valor máximo e mínimo diminui, além do próprio desvio-padrão que também apresenta comportamento de queda. Os valores de assimetria e curtose também diminuem na medida em que a janela móvel aumenta, entretanto em nenhum dos casos a série apresenta comportamento de uma distribuição normal.

Para calcular as volatilidades estatísticas pelos modelos da família GARCH, primeiramente foi feita uma análise de quais modelos deveriam ser selecionados para uma futura comparação com os demais estimadores de volatilidade apresentados. Um processo GARCH(p,q) simples pode tomar uma infinidade de possibilidades somente no que diz respeito a quais valores de p e q pode-se escolher.

Neste trabalho todos os modelos da família GARCH são estimados conjuntamente com uma equação do tipo ARMA para a média, ou seja, estamos trabalhando com estrutura ARMA-GARCH, ARMA-EGARCH, ARMA-IGARCH e ARMA-GJR. Além disso, analisa-se a possibilidade de se utilizar outras formas de distribuição condicional, como as distribuições de “*t-student*” e “*t-student*” assimétrica.

Portanto os modelos estimados são caracterizados por uma estrutura ARMA(m,n), sendo $m = 0, \dots, 3$ e $n = 0, \dots, 3$ além de uma estrutura GARCH(p,q), IGARCH(p,q), EGARCH(p,q) ou GJR (p,q), sendo $p = 1, \dots, 3$ e $q = 0, \dots, 3$. Quando a equação da média tem os parâmetros m e n iguais a 0, trabalhamos com os modelos de heteroscedasticidade condicional simples.

Sendo assim, para cada modelo de variância (GARCH, EGARCH, IGARCH ou GJR), temos 192 possibilidades de modelos, além de três distribuições condicionais diferentes, resultando em um total de 576 modelos a serem estimados para cada estrutura de variância. Obviamente, a estimação destes modelos tem um custo computacional relativamente elevado, portanto, as estimações que não foram possíveis de ser realizadas foram automaticamente descartadas.

Assim como no trabalho de Gabe e Portugal (2003) selecionaram-se os modelos que obtiveram a melhor capacidade de previsão da volatilidade futura “*out-of-the-sample*”, que se inicia em 02/01/2012 e termina em 26/03/2012, num total de 58 observações. A partir das previsões geradas para cada um dos modelos estimados, escolheram-se aqueles que obtiveram os menores erros quadráticos médios (RMSE) e erro absoluto médio (MAE), sendo que:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - y_t)^2},$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{y}_t - y_t|.$$

Tabela 3 – Erros estatísticos da previsão da variância

Eq. Média	Eq. Variância	Dist. Condicional	RMSE	MAE
ARMA(1,3)	GARCH(1,1)	gaussiana	0.277552443	0.082694121
ARMA(1,3)	GARCH(1,3)	t-student	0.503533743	0.25354623
ARMA(1,3)	GARCH(2,1)	t-student assimétrica	0.557047377	0.31030178
ARMA(2,3)	EGARCH(3,1)	gaussiana	0.509798612	0.259894625
ARMA(2,3)	EGARCH(2,2)	t-student	0.568410425	0.323090411
ARMA(2,2)	EGARCH(2,2)	t-student assimétrica	0.566523906	0.320949336
ARMA(2,2)	GJR(1,0)	gaussiana	0.561882014	0.315711397
ARMA(1,0)	GJR(3,3)	t-student	0.571897408	0.327066645
ARMA(1,1)	GJR(2,2)	t-student assimétrica	0.940451451	0.884448931
ARMA(3,3)	IGARCH(3,3)	gaussiana	0.562444043	0.316343302
ARMA(1,1)	IGARCH(1,2)	t-student	0.992074215	0.984211247
ARMA(1,1)	IGARCH(2,2)	t-student assimétrica	0.940451451	0.884448931

Fonte: Elaboração própria

Os modelos destacados em negrito na tabela acima foram os que obtiveram os melhores resultados de previsão, tanto o RMSE quanto o MAE. Uma característica interessante da análise acima é que os modelos que consideram uma distribuição condicional diferente da gaussiana apresentaram resultados piores, ao contrário do que se vê em Gabe e Portugal (2003), no qual a mudança na distribuição condicional gera melhores previsões em alguns casos. A estatística descritiva das volatilidades estimadas se encontra na tabela abaixo.

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas das Volatilidades Condicionais

	GARCH	EGARCH	GJR	IGARCH
Mean	0.653966	0.315762	0.322099	0.320537
Median	0.534937	0.289387	0.320237	0.320539
Maximum	1.863370	0.679508	0.381063	0.322476
Minimum	0.001645	0.124525	0.320237	0.318610
Std. Dev.	0.487060	0.122320	0.005937	0.001129
Skewness	0.638393	0.907379	6.214937	-0.003906
Kurtosis	2.259205	3.426203	51.31646	1.800195
Jarque-Bera	20.97248	33.44683	23956.46	13.85608
Probability	0.000028	0.000000	0.000000	0.000980
Sum	151.0661	72.94099	74.40477	74.04410
Sum Sq. Dev.	54.56231	3.441308	0.008107	0.000293
Observations	231	231	231	231

Fonte: Elaboração Própria

Os modelos de volatilidade condicional EGARCH, GJR e IGARCH possuem médias parecidas, entretanto o modelo GARCH apresentou um valor médio bem mais elevado, além de um maior desvio-padrão. Nenhuma das volatilidades condicionais apresenta distribuição normal segundo o teste de Jarque-Bera, destacando os elevados valores de assimetria e curtose do modelo GJR.

4.3. Cálculo das Volatilidades Implícitas

Para se calcular a volatilidade implícita é necessário se obter um maior número de informações do que nos modelos de volatilidade estatística apresentados anteriormente. No modelo de precificação de opções sobre futuro de Black (1976), o preço da opção é definido como uma função do preço do ativo subjacente, tempo de maturidade da opção, preço de exercício, taxa de juros livre de risco e volatilidade.

Sendo assim, podemos imaginar que a volatilidade pode ser escrita como função das variáveis descritas acima e também do preço da opção negociado. Como a equação de Black (1976) não possui solução analítica para a volatilidade, foram realizados métodos numéricos através do pacote “*fOptions*” do software R.2.14.0. É importante lembrar que esta metodologia parte da hipótese de que as opções são do tipo europeia, ou seja, só podem ser exercidas no dia de vencimento. Apesar de as opções negociadas na BM&F poderem ser exercidas antes do vencimento, o modelo de precificação de Black (1976) é comumente adotado.

A taxa de juros livre de risco utilizada foi a taxa de juros do Certificado de Depósitos Interbancários (CDI) anual, obtida no site do Banco Central. A partir dos dados da BM&F sobre as opções negociadas se calcula uma volatilidade implícita para cada observação. Sendo assim, é necessária a definição de critérios para se obter uma série de volatilidades implícitas.

Neste estudo serão adotados dois critérios para a criação das séries de volatilidade implícita. A série IVnear, diz respeito às opções de compra com a maior proximidade ao dinheiro (“*near the Money*”). Já a série IVpond, é calculada através de uma média ponderada dos negócios do mesmo dia, com base na quantidade de contratos negociada, ou seja, as volatilidades implícitas calculadas através de negócios que envolvem uma grande quantidade de contratos têm maior peso na geração da série.

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas das Volatilidades Implícitas

	IVnear	IVpond
Mean	0.297083	0.303777
Median	0.298624	0.302074
Maximum	0.389145	0.484886
Minimum	0.119733	0.191584
Std. Dev.	0.051531	0.045074
Skewness	-0.973495	0.202357
Kurtosis	4.522346	3.842804
Jarque-Bera	36.39535	5.208251
Probability	0.000000	0.073968
Sum	42.48288	43.44007
Sum Sq. Dev.	0.377066	0.288493
Observations	143	143

Fonte: Elaboração Própria

As duas séries possuem valores parecidos na média e até mesmo em relação ao desvio-padrão. Entretanto, quanto à normalidade da distribuição a série de volatilidade implícita ponderada já não pode ser rejeitada a um nível de 5%, enquanto que na série de volatilidade “nearest” a normalidade é rejeitada com elevado nível de confiança. Estes resultados chegam a surpreender, pois os contratos de opções sobre futuros de soja são relativamente pouco líquidos, sendo que as séries em muitos dias possuem valores idênticos. O resultado acima mostra que a escolha do critério para a criação da série de volatilidades implícitas pode ser bastante importante no resultado.

5. Resultados

5.1 Testes de Raiz Unitária para as séries de volatilidade

Antes da utilização das séries para realizar as regressões do conteúdo de informação é necessária a realização de testes de raiz unitária, pois

Uma das hipóteses do modelo de regressão clássico é que tanto a variável dependente como a(s) independente(s) sejam sequências estacionárias e os erros tenham média zero e variância finita. Na presença de variáveis não estacionárias surge o problema da regressão espúria. (GABE e PORTUGAL, 2006)

Os testes feitos neste trabalho são o ADF (“augmented Dickey-Fuller”) e PP(“Phillips-Perron”). Definimos a volatilidade de um dia a frente (“one-step-ahead”) como :

$$Volatilidade1dia_t = |R_{t+1}| * (\sqrt{252}),$$

$$R_t = \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) - 1.$$

onde P_t é o preço de ajuste do contrato futuro no tempo t .

Tabela 6 – Testes de Raiz Unitária para as séries de volatilidade

Série de Tempo	Teste ADF	Teste PP
Volatilidade1dia	-4.5085**	-225.8736**
MA(10)	-4.0945**	-21.2302*
MA(20)	-	-
MA(30)	-2.2145	-6.9852
GARCH	-2.4076	-42.42**
IGARCH	-1.7627	-211.417**
EGARCH	-2.5151	-11.6633
GJR	-4.0917*	-242.833**
Ivnear	-2.6354	-76.623**
Ivpond	-3.0215	-57.6782**

*Rejeta a hipótese nula de raiz unitária com 99% de confiança

** Rejeta a hipótese nula de raiz unitária com 95% de confiança

*** Rejeta a hipótese nula de raiz unitária com 90% de confiança

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados da tabela acima mostram que apenas três séries rejeitam a hipótese de Raiz Unitária para os dois testes. Já as séries de volatilidades estimadas pelo modelo MA(30) e EGARCH foram consideradas não-estacionárias para ambos os casos, portanto não serão utilizadas para realizar as regressões de conteúdo de informação. A série de volatilidades MA(20) também apresenta problema de raiz unitária para o teste de *Phillips-Perron* e rejeita a hipótese de raiz unitária no teste ADF com apenas 90% de confiança, logo esta série também não será utilizada nas regressões realizadas adiante.

5.2. Regressões do conteúdo de informação

Como o objetivo deste trabalho é verificar se as volatilidades passadas contém informação sobre a volatilidade um dia a frente (“*one-step-ahead*”), serão realizadas regressões por MQO da série de volatilidade um dia a frente em relação às séries de volatilidade estimadas por diversos estimadores. O coeficiente R^2 ajustado é usado como índice de qual volatilidade ou conjunto de volatilidades tem o maior conteúdo de informação.

Tabela 7 – Resultados das regressões do conteúdo de informação

Constante	Coeficientes						R ² ajustado
	MA(10)	GARCH	IGARCH	GJR	Ivnear	Ivpond	
-0.07456*** (0.04235)	0.51814* (0.10619)						0.09393
0.11637* (0.01388)		0.01427 (0.01703)					-0.001302
-0.4487 (0.4492)				1.7833 1.3943			0.002768
0.07696 (2.37415)			0.15206 (7.40654)				-0.004384
0.14079** (0.06044)					-0.04707 (0.20048)		-0.006699
0.14010** (0.07039)						-0.04376 (0.22921)	--0.006832
-3.65885 (6.15400)	0.69748* (0.15724)	-0.05509*** (0.03316)	9.69968 (18.83288)	0.97902 (1.72390)	0.43160*** (0.23167)		0.1207
-2.85187 (5.98454)	0.73068* (0.15757)	-0.05254*** (0.03114)	6.90338 (18.33224)	1.06900 (1.71580)		0.57831** (0.25737)	0.1305
0.142638*** (0.07280)					-0.03882 (0.27021)	-0.01413 (0.30892)	-0.01387
-2.63016 (3.39561)	0.62132* (0.12609)	-0.03644 (0.02499)	8.39065 (10.24208)	-0.46645 (1.49858)			0.09246

*Rejeta a hipótese nula de raiz unitária com 99% de confiança

** Rejeta a hipótese nula de raiz unitária com 95% de confiança

*** Rejeta a hipótese nula de raiz unitária com 90% de confiança

Fonte: Elaboração própria

A tabela acima mostra que as volatilidades estimadas possuem um conteúdo de informação baixo sobre a volatilidade um passo a frente, em alguns casos o R² ajustado é inclusive negativo. Entretanto, é interessante observar que ao se realizar regressões múltiplas, incluindo variáveis que individualmente não pareciam ter conteúdo de informação, o R² ajustado tem melhoras.

A regressão simples que apresentou o melhor R² ajustado foi aquela baseada na série de volatilidade por média móvel com 10 dias de janela móvel, que obteve um valor de 0.09393, sendo que o coeficiente da variável independente é significativo com um grau de confiança de 99%.

Já a regressão múltipla com melhor desempenho foi a regressão na qual as variáveis dependentes são as volatilidades MA(10), GARCH, IGARCH, GJR e IVpond, com um R² ajustado de 0.1305. Neste caso, temos que a volatilidade MA(10) é significativa a 99% de confiança enquanto a volatilidade IVpond rejeita a hipótese nula com 95% de confiança enquanto a volatilidade GARCH rejeita com 90%.

Já as regressões simples e múltiplas baseadas somente nas volatilidades implícitas apresentaram R² ajustado negativo e muito próximo de zero. As regressões baseadas somente nas volatilidades dos modelos da família GARCH também apresentaram R² ajustados negativos na maioria dos casos, sendo que somente para a regressão da volatilidade GJR ele foi positivo. Mesmo assim, todos os valores são bem próximos à zero.

Os resultados acima sugerem que para prever a volatilidade um passo a frente do preço futuro da soja, a melhor opção é a utilização dos mais diferentes tipos de volatilidade

disponíveis como “*input*”, sendo que mesmo no caso da volatilidade MA(10) que obteve o melhor desempenho individual, a incorporação das outras variáveis melhora o poder de previsão.

6. Considerações Finais

O mercado de futuros de soja com liquidação financeira da BM&F ainda está na sua fase inicial, sendo que a este ativo é negociado desde 27/01/2011, enquanto que o mercado de opções sobre este tipo de contrato futuro ainda é mais recente, pois sua primeira negociação é realizada em 11/04/2011. Sendo assim, trabalhamos com um número de observações relativamente menor do que o que é comum nos trabalhos sobre volatilidade como em Tonin (2009).

A pequena quantidade de informações disponíveis, apesar de não impedir a estimação das volatilidades, pode influenciar a eficiência de previsão de algumas volatilidades estimadas, como é o caso das volatilidades implícitas, que carregam a hipótese de que os mercados de futuros e opções são eficientes.

Os resultados das regressões de conteúdo de informações revelaram que, individualmente, a melhor volatilidade para realizar previsões acerca da volatilidade do dia seguinte é aquela gerada por médias móveis com uma janela móvel de dez dias, o que pode indicar que a volatilidade do mercado de futuros de soja possui maior correlação com os dias anteriores mais próximos.

As regressões de conteúdo de informação também sinalizam que a utilização de uma combinação entre volatilidades de médias móveis, estatísticas e implícitas como variáveis explicativas melhora o poder de explicação acerca da volatilidade um dia a frente, resultado parecido ao encontrado em Gabe e Portugal (2003) ao trabalhar com a volatilidade de ações.

A utilização de métodos de volatilidade estocástica também pode contribuir para uma melhor previsão da volatilidade futura. Estes métodos são de estimação mais difícil, entretanto, são mais completos, pois conseguem incluir mais informações acerca do comportamento da série, como no estudo de Richter e Sorensen (2003). Além disso, na medida em que o mercado de futuros de soja com liquidação financeira fornecer mais observações, as volatilidades poderão ser estimadas com maior grau de confiança, e possivelmente, maiores capacidade de previsão.

Referências

BARONE-ADESI, G.; WHALEY, R. Efficient analytical approximation of American option values. **Journal of Finance**, Vol. 42, No. 2, p. 301-320, 1987.

BJERKSUND, P.; STENSLAND, G. Closed-form approximation of American options, **Scandinavian Journal of Management**, Vol. 9, Suppl., p. 88-99, 1993.

BLACK, F. The pricing of commodity contracts. **Journal of Financial Economics**, 3, 167-179, 1976.

BLACK, F; SCHOLES, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, pp. 637 - 659, May/June, 1973

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-328, 1986.

BRESSAN, Aureliano A. **Modelos de previsão de preços aplicados aos contratos futuros agropecuários**. 2001. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CARCHANO, O.; PARDO, A. Rolling over stock index futures contracts. **Journal of Futures Markets**, Charlottesville, v.29, n.7, p. 684-694, 2009.

ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation. **Econometric**, v.50, p. 987-1007, 1982.

FAMA, Eugene F. The Behavior of Stock Market Prices. **Journal of Business** 37:January 1965, pp 34-105.

GABE, J.; PORTUGAL, M. S.. Volatilidade Implícita Versus Volatilidade Estatística: Um exercício utilizando opções e ações da Telemar S.A. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 1, p. 47-73, 2004.

GLOBO RURAL ONLINE. **BM&FBovespa lança contratos de soja com liquidação financeira**. 2011. Disponível em: < http://revistagloborural.globo.com/Revista/Com_mon/0,EMI203_372-18_077,0_0-BMFBOVESPA+LANCA+CONTRATO_S+DE+SOJ_A+COM+LIQUIDAC_AO+FINANCEIRA.HTML>. Acesso em: 30/04/2012.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On The Relation Between Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1779-1801, 1993.

HAUSER, Robert J.; NEFF, David. **Implied Volatilities of Options on Soybean Futures**. 1985. Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, IL.

MORAIS, Igor A. C.; PORTUGAL, Marcelo S. **Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do IBOVESPA**. 1999. Disponível em: <http://www8.ufrgs.br/ppge/pcientifica/1999_03.pdf>. Acesso em: 30/04/2012.

MORETTIN, Pedro A. **Econometria financeira – Um curso em Séries Temporais Financeiras**. São Paulo, Blucher, 2008.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns. **Econometrica**, 59, 347-370, 1991.

RICHTER, Martin C.; SØRENSEN, Carsten , **Stochastic Volatility and Seasonality in Commodity Futures and Options: The Case of Soybeans**. EFA 2002 Berlin Meetings Presented Paper. Disponível em: < http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/finance/common/fiwikolloq/arc_hiv/03_WS/sorensen.pdf>. Acesso em: 30/04/2012.

SILVA, Ariana C.; LIMA, Érica P. C.; BATISTA, Henrique R. **A importância da soja para o agronegócio brasileiro: uma análise sob o enfoque da produção, emprego e exportação**. Disponível em: <http://www.apec.unesc.net/V_EEC/essesoes_tematicas/Economia%20rural%20e%20agricultura%20familiar/A%20IMPORT%C3%82NCIA%20DA%20SOJA%20PARA%20O%20AGRONEG%C3%93CIO%20BRASILEIRO.pdf>. Acesso em: 30/04/2012.

SOUZA, Waldemar A. R. **Gestão estratégica da produção de soja em Mato Grosso com o uso dos mercados futuros e de opções.** 2010. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba.

TONIN, Julyerme M. **Aplicabilidade dos modelos de precificação para as opções sobre contratos futuros de café arábica na BM&FBOVESPA.** 2009. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

VICENTE, José V. M.; GUEDES, Tiago S.; A Volatilidade implícita contém informações sobre a volatilidade futura? Evidências do mercado de opções de ações da Petrobras. **Brazilian Business Review.** v.7, n.1, p. 48-65, jan-abr, 2010.