

## AGROENERGIA: A QUESTÃO DA VOLATILIDADE DE PREÇOS E O EFEITO ALAVANCAGEM DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS

KILMER COELHO CAMPOS (1) ; CARLOS ALBERTO PIACENTI (2) .

1.UFV, VIÇOSA, MG, BRASIL; 2.UNIOESTE, TOLEDO, PR, BRASIL.

kilmercc@bol.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

## AGROENERGIA: A QUESTÃO DA VOLATILIDADE DE PREÇOS E O EFEITO ALAVANCAGEM DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS

**Grupo de Pesquisa:** 1- Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

**Resumo:** As flutuações cíclicas e/ou sazonais dos preços dos produtos agrícolas provocam instabilidade, tanto na renda do produtor como nas despesas dos consumidores urbanos. O conhecimento do padrão de flutuação sazonal ou volatilidade destes preços ajuda na implementação de políticas voltadas para produção agrícola direcionada para agroenergia. Isto posto, utiliza-se a classe de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH e GARCH e suas extensões, TARCH e EGARCH), para caracterizar e analisar a volatilidade das séries de retornos mensais da soja, mamona e cana-de-açúcar. A análise empírica da volatilidade mostra que estes produtos são marcados por acentuadas flutuações de preços, em que choques positivos ou negativos geram impactos com período longo de duração. O somatório dos coeficientes de reação e persistência da volatilidade mostrou valores próximos de um, indicando que os choques na volatilidade irão perdurar por algum tempo.

**Palavras- chave:** agroenergia; volatilidade de preços; produtos agrícolas; Brasil.

## AGROENERGY: THE QUESTION OF THE PRICES OF VOLATILITY AND THE ALAVARAGE EFFECT OF THE AGRICULTURAL PRODUCTS

**Abstract:** The cyclical flotation's and/or season of the prices of the agricultural products generate instability, so much in the income of the producer as in the urban consumers' expenses. The knowledge of the pattern of seasonal flotation or volatility of these prices help in the implementation of politics gone back to agricultural production addressed for agroenergy. This position, the class of models of autoregressive conditional heteroskedasticity is used (ARCH and GARCH and their extensions, TARCH and

EGARCH), to characterize and to analyze the volatility of the series of monthly returns of the soy, castor oil plant and sugar cane. The empiric analysis of the volatility shows that these products are marked by having accentuated flotation's of prices, in that shocks positive or negative generate impacts with long period of duration. The sum of the reaction coefficients and persistence of the volatility showed close values of one, indicating that the shocks in the volatility will last long for some time.

**Key-words:** agroenergy; prices of volatility; agricultural products; Brazil.

## 1. INTRODUÇÃO

O agronegócio é o negócio mais importante hoje no Brasil, pois a atividade representa pouco menos de um terço do PIB nacional, reúne mais de um terço de nossas empresas e significa mais de 80% do saldo da balança comercial. O Brasil é um dos líderes mundiais na produção e exportação de vários produtos agropecuários e o primeiro produtor e exportador de café, açúcar, álcool e sucos de frutas. Além disso, lidera o ranking das vendas externas de soja, carne bovina, carne de frango, tabaco, couro e calçados de couro. As projeções indicam que o país também será, em pouco tempo, o principal pólo mundial de produção de algodão e biocombustíveis, feitos a partir de cana-de-açúcar e óleos vegetais.

Segundo Rodrigues (2007), a bola da vez é a agroenergia, na qual o Brasil vem assumindo papel de destaque, pois dispõe atualmente de seis milhões de hectares plantados com cana-de-açúcar e de mais 22 milhões de hectares prontos para serem explorados com uma tecnologia capaz de produzir a mais barata matéria-prima para gerar etanol. No Brasil, há 62 milhões de hectares cultivados com produtos agrícolas, dos quais, seis milhões estão reservados para a cana-de-açúcar. Tem-se uma expectativa de demanda nacional de etanol para os próximos 10 anos, de 10 a 12 bilhões de litros a mais, que se somariam aos atuais 14 bilhões de litros consumidos atualmente. Tal acréscimo vai representar cerca de 1,8 milhões de hectares a mais para ser plantado de cana.

O século XXI define as bases de uma nova civilização que apresenta como ponte de ligação a biomassa e a agroindústria, na qual o Brasil detém uma extraordinária experiência e posição de destaque no cenário internacional de biocombustíveis devido ao seu potencial de produção e ao sucesso alcançado com o Proálcool, que já completou mais de 30 anos, e agora avançando com o biodiesel (RODRIGUES, 2007).

Daí, recentes discussões sobre biodiesel no Brasil têm priorizado as oleaginosas (mamona, girassol, soja, palma, algodão, pinhão manso, canola, dentre outras) que venham a gerar maior emprego de mão de obra e que possam estar incluindo regiões que estão à margem do processo de desenvolvimento econômico. Neste contexto, destaca-se a região Nordeste como potencial produtora de biodiesel de mamona, já que esta cultura apresenta grande adaptabilidade ao clima semi-árido, com produtividade de 1.500 kg/ha, 47% de teor de óleo vegetal e produção de óleo vegetal em torno de 705 kg/ha, propiciando a inclusão de renda para pequenos agricultores desprovidos de alternativas rentáveis.

Outra importante cultura representa a soja, pois em termos mundiais, a soja é uma commodity de grande importância responsável pelo suprimento de um quarto da produção mundial de óleos vegetais e por mais da metade da produção de farelo de soja. O sucesso da cultura da soja é um dos principais exemplos dos resultados positivos alcançados pelo agronegócio brasileiro. Esta cultura tornou-se o motor da economia de várias regiões e têm sido uma das responsáveis pela expansão da receita cambial do País. Em 2002, o complexo soja representou 6% do produto interno bruto (PIB) e empregou aproximadamente 5,5 milhões de pessoas. No ano 2005/2006, o complexo soja foi responsável por 21% de tudo que foi exportado pelo agronegócio.

Assim, o cultivo de oleaginosas para a produção de biodiesel constitui uma alternativa importante para a erradicação da miséria no país, pela possibilidade de ocupação de enormes contingentes de pessoas. A tamanha extensão do território brasileiro e o padrão tecnológico das atividades rurais também contribui para aumentar os índices de produtividade destas culturas.

Segundo Ponchio (2004), apesar do enorme potencial agroenergético, o Brasil possui vários gargalos a serem solucionados. Dentre eles, pode-se citar cadeias produtivas desorganizadas de oleaginosas, devido aos volumes de produção oscilantes ao longo do tempo acompanhando a oscilação de preços, e também devido às flutuações da demanda externa e à inconstante política pública de incentivos.

Então, um melhor desempenho competitivo pode ser resultado da competitividade de preços, explicada, primeiramente, pela opção dos importadores escolherem diferentes exportadores de produtos e serviços, ou seja, os importadores tendem a substituir o consumo de bens, cujos preços se elevaram, pelo consumo daqueles que apresentaram redução de preço, em termos relativos (ORANJE, 2003).

Portanto, a análise de preços é um dos principais instrumentos para planejamento e avaliação de atividades agropecuárias, servindo como fator decisivo na escolha das oportunidades empresariais. A formação do preço, como elemento controlador do mecanismo de troca, reveste-se de singular importância para o Governo na formulação e aplicação de políticas eficientemente direcionadas para o setor agropecuário. A geração e a adoção de tecnologia por parte do produtor têm como incentivo a rentabilidade esperada, sendo as relações de preço dos insumos e a análise de preço do produto, elementos básicos na tomada de decisões.

As flutuações cíclicas e/ou sazonais dos preços dos produtos agrícolas provocam instabilidade, tanto na renda do produtor como nas despesas dos consumidores urbanos. Esta instabilidade pode provocar desestímulos de produção em períodos de baixa dos preços ou excesso de produção em períodos de preços muito elevados. Assim, é necessário o conhecimento do padrão de flutuação sazonal ou volatilidade destes preços, para que possam ser implementadas políticas de estabilização dos preços dos produtos agrícolas ao longo do ano.

Segundo Rodrigues (2001), a análise do comportamento de séries históricas de preços é de fundamental importância dentro da economia, visto que praticamente todas as fases das relações econômicas estão diretamente relacionadas aos preços. A análise dos preços agropecuários se configura como ponto de interesse geral, dada a ampla gama de inter-relações com outros setores de atividade e agentes econômicos, principalmente em uma economia com vocação agropecuária como a do Brasil, em que as atividades ligadas ao agronegócio são responsáveis por aproximadamente 32% do PIB nacional.

Logo, a oscilação na renda de produtores e investidores, proveniente de flutuações nos preços, se configura como um problema cujas características e causas devem ser amplamente pesquisadas, em vista da importância da *commodity* no agronegócio nacional e das perdas que essas flutuações podem provocar tanto em termos de lucratividade para o setor quanto em termos de empregos e divisas para o Brasil.

Isto posto, neste artigo utiliza-se a classe de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH/GARCH e suas extensões, como TARARCH e EGARCH), para caracterizar e analisar a volatilidade das séries de retornos mensais da soja, mamona e cana-de-açúcar. Pretende-se, assim, fornecer subsídios para o delineamento de estratégias adequadas para o gerenciamento do risco de variações nos preços (retornos) destes produtos agroenergéticos.

## 2. REFERENCIAL ANALÍTICO

Analisando séries temporais, podem-se utilizar dois enfoques básicos, em que o objetivo é construir modelos para as séries com propósitos determinados. Um primeiro enfoque aborda a análise no domínio temporal com modelos paramétricos propostos e um segundo enfoque, já explora a análise baseada no domínio de frequências e os modelos propostos são modelos não-paramétricos.

A partir de uma série temporal observada em intervalos de tempo, pode-se investigar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsões de valores futuros da série, descrever apenas o comportamento da série e procurar periodicidades relevantes dos dados.

Os procedimentos de previsão de séries temporais indicam que séries, principalmente financeiras, como preços de ações, taxas de inflação, taxas de câmbio, dentre outras, apresentam valores que oscilam consideravelmente de um período para outro. Observou-se que os erros de previsão são relativamente pequenos para alguns períodos e relativamente grandes para outros períodos. Tal variabilidade pode ser explicada pela volatilidade no mercado financeiro em decorrência de mudanças nas políticas monetária e fiscal do governo, mudanças nas relações internacionais de comercialização de produtos etc. Isto prova que a variância dos erros de previsão não é constante, mas varia de um período para outro, ou seja, há uma espécie de autocorrelação na variância dos erros de previsão (GUJARATI, 2000).

Supondo que o comportamento dos erros de previsão depende do comportamento das perturbações da regressão, pode-se apresentar uma justificativa para a autocorrelação na variância das perturbações. Assim, para capturar esta correlação, Engle desenvolveu o modelo auto-regressivo de heteroscedasticidade condicional (ARCH).

Os modelos ARCH, ou modelos auto-regressivos com heteroscedasticidade condicional foram introduzidos por Engle (1982), com o objetivo de estimar a variância da inflação. A idéia básica é que o retorno  $Y_t$  é não-correlacionado serialmente, mas a volatilidade (variância condicional) depende de retornos passados por meio de uma função quadrática (MORETTIN; TOLOI, 2004).

A idéia principal do modelo ARCH é o fato de que a variância de "ε" no período de tempo t depende do tamanho do quadrado do termo de erro no período t-1, ou seja, depende de  $\varepsilon_{t-1}^2$ . O termo de erro  $\varepsilon_t$ , condicionado à informação disponível no período (t-1) seria distribuído conforme notação abaixo:

$$\varepsilon_t \sim N[0, (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)]$$

Logo, a variância de "ε" no período t dependerá de um termo constante mais o quadrado do erro no período t-1. Esse seria o chamado processo ARCH (1), que pode ser generalizado para "r" defasagens de  $\varepsilon^2$ . As restrições paramétricas  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i > 0$  para todo  $i = 2...p$  e  $\sum \alpha_i < 1$  são necessárias para assegurar que a variância condicional seja positiva e fracamente estacionária. As inovações, representadas por  $\varepsilon_t$ , são não correlacionadas serialmente e não estocasticamente independentes, haja vista que são relacionadas em seus segundos momentos (LAMOUNIER, 2001).

Um modelo ARCH (r) pode ser definido por:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t,$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^2 + \alpha_2 Y_{t-2}^2 + \dots + \alpha_r Y_{t-r}^2,$$

em que,  $(\varepsilon_t)$  é uma seqüência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) com média zero e variância unitária,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $i > 0$ . Na prática, supõe-se usualmente  $\varepsilon_t \sim N(0,1)$  ou  $\varepsilon_t \sim t_v$  (t de Student com v graus de liberdade).

O modelo proposto por Engle (1982) pode ser descrito em termos da distribuição dos erros de um modelo auto-regressivo linear dinâmico. Dado que  $P_t$  é o preço de um ativo no instante t, então a variação de preços entre os instantes  $t-1$  e t é dada por  $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ . Denotando  $p_t = \log P_t$  (sendo o logaritmo na base e), define-se o retorno composto continuamente ou log-retorno por  $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ , ou seja, toma-se o logaritmo dos preços e depois a primeira diferença.

As séries econômicas e financeiras apresentam características comuns as demais séries temporais, como tendências, sazonalidade, pontos influentes (atípicos), heterocedasticidade condicional e não-linearidade. Já os retornos financeiros apresentam características que muitas séries não possuem, como por exemplo, os retornos raramente mostram tendências ou sazonalidades, com exceção eventual de retornos intra-diários (MORETTIN; TOLOI, 2004).

De acordo com os autores acima, os retornos são em geral não auto-correlacionados; os quadrados dos retornos são auto-correlacionados, mostrando uma correlação de defasagem um pequena e depois uma queda lenta das demais correlações; as séries de retornos retratam agrupamentos de volatilidades ao longo do tempo; a distribuição (incondicional) dos retornos apresenta caudas mais pesadas e com mais observações do que o normal nos extremos das caudas do que numa distribuição normal; e algumas séries de retornos são não-lineares.

Segundo Bollerslev (1986), uma generalização do modelo ARCH pode ampliar o conjunto de informações apresentado pela série temporal e obter uma formulação mais parcimoniosa, no sentido de apresentar menos parâmetros do que um modelo AR ou MA puro. Portanto, o modelo GARCH para a variância condicional pode ser utilizado para descrever a volatilidade com menos parâmetros do que um modelo ARCH.

Segundo Lamounier (2001), para o modelo GARCH de ordem (1,1), tem-se que a variância dos erros de um modelo, econométrico ou de séries temporais, no período t dependerá basicamente de três termos, ou seja, de um termo médio ou constante  $\omega$ ; de inovações (choques) acerca da volatilidade, que é determinada pelo quadrado dos resíduos  $(\varepsilon_{t-1}^2)$  do período t-1, representado pelo termo ARCH (informações defasadas da volatilidade); e da revisão da volatilidade feita no último período  $(\sigma_{t-1}^2)$ , que é o termo GARCH (variâncias previstas passadas).

Assim, o modelo GARCH (1,1) pode ser representado pela notação abaixo:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t,$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 Y_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

No modelo GARCH (r,m), ou seja, modelo auto-regressivo com heterocedasticidade condicional generalizada, tem-se "r" representado pela ordem do componente ARCH e "m" pela ordem do componente GARCH, sendo generalizado e representado por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 Y_{t-1}^2 + \alpha_2 Y_{t-2}^2 + \dots + \alpha_r Y_{t-r}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_m \sigma_{t-m}^2$$

Bollerslev et al (1994) colocam que a especificação mais robusta verificada nas aplicações é a do modelo GARCH (1,1), pois esta classe do modelo apresenta poucas restrições nos parâmetros. As condições impostas para a variância do processo ser positiva e fracamente estacionária são  $\omega, \alpha_1 > 0$ ;  $\beta_1 > 0$  e  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ . A partir destas implicações, pode-se afirmar que a persistência de choques na volatilidade da série de retornos é medida pela soma de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$ .

Então, o somatório dos coeficientes que apresente valores baixos (próximos de zero) indica que um choque inicial sobre a volatilidade irá provocar efeitos rápidos sobre o comportamento das séries e que, após curto período de tempo, a variância da série deverá convergir à sua média histórica. Entretanto, quanto maior (mais próximo de um) for o valor do coeficiente de persistência, mais vagarosamente o choque sobre a volatilidade irá se dissipar e, portanto, maior será a demora do processo de reversão à média para a variância. Se o valor do coeficiente de persistência for maior ou igual a um, os choques na volatilidade irão perdurar por um período extremamente longo na série. Isto posto, diz-se que a variância condicional de " $\varepsilon_t$ " possui raiz unitária e a variância permanecerá elevada, não apresentando reversão à sua média histórica. Contudo, isso não implica que a série de resíduos " $\varepsilon_t$ " não seja estacionária, mas sim que a variância incondicional de " $\varepsilon_t$ " não será (LAMOUNIER, 2001).

Observa-se para os modelos GARCH, as mesmas vantagens e desvantagens dos modelos ARCH. Assim, volatilidades altas são precedidas de retornos ou volatilidades grandes, observando-se grupos de volatilidades presentes em séries financeiras. A identificação da ordem de um modelo GARCH a ser ajustado para uma série é usualmente difícil. Portanto, deve-se usar modelos de ordem baixa e escolher aquele melhor modelo com base em critérios, como o AIC ou BIC, de acordo com valores assumidos pela assimetria e curtose, valores da log-verossimilhança e de alguma função perda (MORETTIN; TOLOI, 2004).

Na análise do comportamento da variância condicional de séries de preços, observa-se o comportamento assimétrico da volatilidade em relação a choques positivos e negativos no comportamento das séries. Constata-se que, choques negativos nos preços levam a um maior crescimento na volatilidade do que choques positivos, ou seja, choques (inovações) positivos tendem a ter impactos menos expressivos sobre a volatilidade das séries do que choques negativos da mesma magnitude (LAMOUNIER, 2001).

A variância condicional assimétrica pode ser representada formalmente pela seguinte variação do modelo GARCH (1,1), conhecida como modelo TARARCH (1,1) (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) e representada matematicamente por:

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2,$$

em que a variável binária assume o valor  $d_{t-1} = 1$ , se  $\varepsilon_{t-1} < 0$ , e  $d_{t-1} = 0$ , se  $\varepsilon_{t-1} > 0$ . Assim, choques positivos ( $\varepsilon_{t-1} > 0$ ) e choques negativos ( $\varepsilon_{t-1} < 0$ ) terão diferentes efeitos na variância condicional, ou seja, choques positivos terão impacto dado por  $\alpha$  e choques negativos terão impacto dado por  $\alpha_1 + \gamma_1$ . Se o coeficiente  $\gamma_1$  for significativamente diferente de zero, diz-se que a variância condicional é assimétrica. Logo, para  $\gamma_1 < 0$  indica que um choque positivo implica menor volatilidade do que um choque negativo de mesma magnitude. Se  $\gamma_1 > 0$ , há evidências do efeito alavancagem, ou seja, períodos de quedas nos preços são freqüentemente seguidos por períodos de intensa volatilidade, enquanto que em períodos de alta nos preços a volatilidade não é tão intensa.

A especificação do modelo TARARCH generalizado, TARARCH (r, m), é dada pela seguinte expressão:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_r \varepsilon_{t-r}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_m \sigma_{t-m}^2$$

No modelo proposto por Nelson (1991), denominado EGARCH (p, q) (*Exponential GARCH*), o efeito de choques é exponencial e não quadrático. A especificação da variância condicional para o modelo EGARCH (1,1) pode ser formalizada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}},$$

em que a persistência de choques na volatilidade é medida pelo parâmetro  $\beta_1$ . Quando  $\gamma_1 = 0$ , não há assimetria na volatilidade (efeito da assimetria). Quando  $\gamma_1 \neq 0$ , há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade, e para  $\gamma_1 < 0$ , constata-se o efeito alavancagem.

A estimação dos parâmetros dos modelos citados anteriormente é feita pelo método de máxima verossimilhança condicional após adotar-se uma distribuição paramétrica para as inovações. A função de máxima verossimilhança é maximizada por métodos numéricos, sujeita às restrições de negatividade necessárias.

Neste trabalho utilizou-se o método de Marquardt (1963). Para identificar a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva, aplicou-se o teste do tipo multiplicador de Lagrange proposto por Engle (1982) com a estatística de teste possuindo distribuição qui-quadrado. Logo, compara-se o valor calculado com o valor tabelado para se testar a hipótese nula de não evidência de heterocedasticidade condicional.

### 3. FONTE DOS DADOS

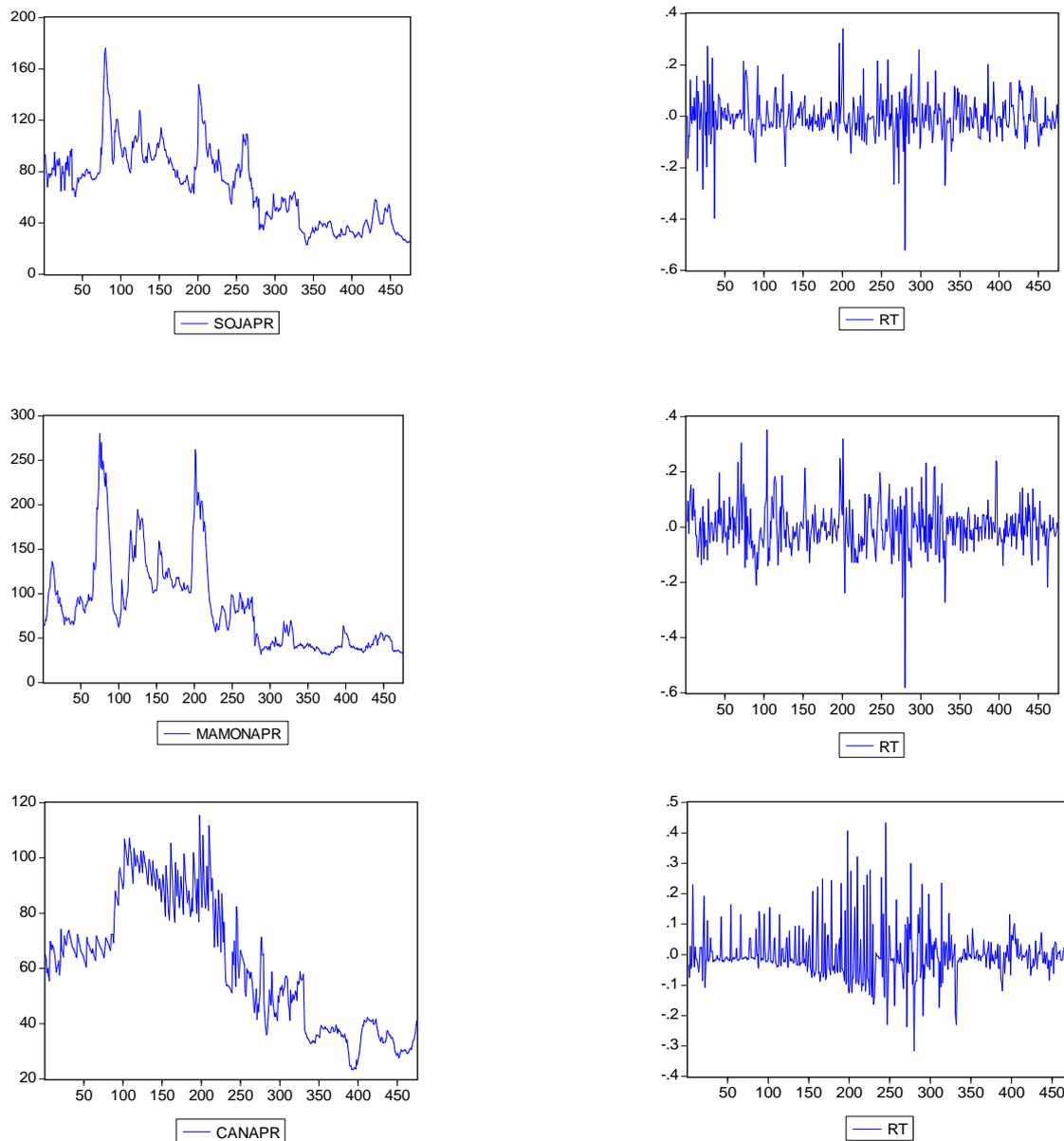
Utilizaram-se dados secundários correspondente às séries de preços médios mensais recebidos pelos produtores brasileiros. As séries abrangem os períodos de janeiro de 1967 a julho de 2006 dos preços de soja (R\$/60 kg), mamona (R\$/60 kg) e cana-de-açúcar (R\$/ton.), perfazendo um total de 475 observações para cada produto agrícola. Os dados foram obtidos da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS), tendo a série de preços dos produtos, sido convertida para valores atualizados. No caso da cultura cana-de-açúcar, utilizou-se a série de preços recebidos pelos produtores em São Paulo e para as demais culturas, trabalhou-se com séries de preços do Brasil.

O *software* utilizado para se estimar a regressão dos dados e dos modelos de análise foi *EVIIEWS 5.0*, da *Quantitative Micro Software*.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Figura 1 ilustra o comportamento das séries de preços e retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar.

Figura 1 – Séries de preços e retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar (período de 1967 – 2006).



Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 1 mostra algumas estatísticas descritivas básicas para os retornos dos produtos agrícolas. O teste Jarque-Bera de normalidade é um teste assintótico (grandes amostras) que calcula a assimetria e a curtose dos resíduos. A sua finalidade é testar a hipótese nula de que a amostra foi extraída de uma distribuição normal, em que o valor da assimetria é zero e o valor da curtose é três. Os resultados do teste mostram que os resíduos não apresentam distribuição normal.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

<b>Estatísticas</b>	<b>Soja</b>	<b>Mamona</b>	<b>Cana-de-Açúcar</b>
Média	-0,002775	-0,001347	-0,000965
Mediana	-0,008981	-0,006308	-0,013638
Desvio-Padrão	0,081614	0,086462	0,081533
Assimetria	-0,357792	-0,081388	1,290918
Curtose	9,060826	8,324347	8,175708
Teste Jarque-Bera	735,6021	560,4095	660,7132
Probabilidade (JB)	0,000000	0,000000	0,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A assimetria retrata a forma de distribuição dos dados, apresentando um coeficiente igual a -0,357792 para a soja, ou seja, como a média é maior do que a mediana, tem-se uma assimetria à direita. A curtose de 9,060826 indica que a série de retornos apresenta uma distribuição leptocúrtica em relação à distribuição normal, revelando juntamente com as outras medidas descritivas e a representação gráfica do comportamento dos preços e dos retornos ao longo do período de análise, que a série do produto soja exhibe sinais de heterocedasticidade e de agrupamento de volatilidade.

A Tabela também mostra as estatísticas descritivas básicas para os retornos da mamona e cana-de-açúcar. O teste Jarque-Bera de normalidade calculado para ambas as culturas também prova que os resíduos não apresentam distribuição normal. O coeficiente de assimetria destes produtos foi diferente de zero com presença de assimetria à direita ou positiva. A análise da curtose que é uma medida do pico ou do achatamento da distribuição, explica que os dados estão agrupados no centro juntamente com algumas observações nos extremos das caudas, representando séries de retornos com distribuição leptocúrtica ou aguda em relação à distribuição normal. Logo, as séries de mamona e cana-de-açúcar também exibem sinais de heterocedasticidade e de agrupamento de volatilidade.

Tabela 2 – Estimativas dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para retornos e retornos quadráticos.

Retornos - Soja					Retornos Quadráticos - Soja				
K	FAC	FACP	Q-Stat	Prob	K	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	0.070	0.070	2.3534	0.125	1	0.082	0.082	3.1999	0.074
2	0.036	0.031	2.9808	0.225	2	0.009	0.003	3.2422	0.198
3	-0.040	-0.045	3.7615	0.288	3	0.031	0.030	3.6915	0.297
4	0.004	0.008	3.7675	0.438	4	-0.005	-0.010	3.7015	0.448
5	0.043	0.046	4.6661	0.458	5	0.047	0.048	4.7581	0.446
6	-0.071	-0.080	7.0965	0.312	6	0.044	0.036	5.7025	0.457
7	-0.088	-0.082	10.855	0.145	7	0.014	0.007	5.7924	0.564
8	-0.029	-0.008	11.262	0.187	8	0.134	0.130	14.424	0.071
9	-0.136	-0.137	20.264	0.016	9	0.036	0.014	15.064	0.089
10	0.045	0.057	21.256	0.019	10	0.044	0.039	15.991	0.100

Retornos - Mamona					Retornos Quadráticos - Mamona				
K	FAC	FACP	Q-Stat	Prob	K	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	0.177	0.177	14.979	0.000	1	0.086	0.086	3.4997	0.061
2	0.053	0.023	16.345	0.000	2	0.041	0.034	4.2998	0.116
3	0.100	0.090	21.175	0.000	3	0.110	0.104	10.057	0.018
4	0.066	0.034	23.297	0.000	4	0.034	0.015	10.602	0.031
5	-0.041	-0.067	24.125	0.000	5	0.010	-0.001	10.650	0.059

Retornos – Cana-de-Açúcar					Retornos Quadráticos – Cana-de-Açúcar				
K	FAC	FACP	Q-Stat	Prob	K	FAC	FACP	Q-Stat	Prob
1	-0.128	-0.128	7.7643	0.005	1	0.080	0.080	3.0549	0.080
2	-0.178	-0.197	22.860	0.000	2	0.139	0.133	12.228	0.002
3	0.018	-0.036	23.017	0.000	3	0.080	0.062	15.316	0.002
4	0.054	0.017	24.421	0.000	4	0.205	0.183	35.529	0.000
5	-0.008	0.000	24.453	0.000	5	0.150	0.117	46.359	0.000

k = defasagens; FAC = coeficientes de autocorrelação; FACP = coeficientes de autocorrelação parcial; Q-Stat = teste de significância das autocorrelações; Prob = probabilidade do teste de significância.  
Fonte: Resultados da pesquisa.

O primeiro procedimento foi ajustar um modelo ARMA (p, q) à série de retornos para eliminar a correlação serial entre as observações. A Tabela 2 apresenta as funções de autocorrelações (FAC) e funções de autocorrelações parciais (FACP), de forma que uma análise da FAC e da FACP do correlograma dos retornos e dos retornos quadráticos indica um modelo AR (1), MA (1) e MA (2) para a cultura da soja.

O ajustamento do modelo para a correção da correlação foi feito eliminando-se vários coeficientes não significativos a um nível de significância de 10%. A análise dos resíduos do modelo corrigido forneceu  $Q(20) = 27,872$  com P-valor igual a 0,112, o que mostra a eliminação da correlação serial da série de retornos mensais da soja.

Então, a Tabela apresenta as funções de autocorrelações (FAC) e funções de autocorrelações parciais (FACP) de todos os produtos agrícolas, de forma que uma análise destes coeficientes tende a uma indicação de ajustamento de modelo AR (1) para a mamona e AR (1) e AR (2) para a cana-de-açúcar. Após o ajustamento do modelo, a análise do correlograma dos resíduos forneceu  $Q(17) = 22,594$  e  $Q(11) = 13,717$  com P-valor igual a 0,163 e 0,249, o que mostra a eliminação da correlação serial da série de retornos mensais da mamona e cana-de-açúcar.

Tabela 3 – Teste ARCH de Engler (1982) dos retornos de soja, mamona e cana-de-açúcar.

Resíduos/AR (1), MA (1) e MA (2) - Soja		Resíduos/AR (1) - Mamona		Resíduos/ AR (1) e AR (2) – Cana-de-Açúcar	
Lag	P-Valor	Lag	P-Valor	Lag	P-Valor
1	0,012504	1	0,000964	1	0,041907
5	0,163964	5	0,004997	5	0,000001
10	0,055765	10	0,056467	10	0,000023
20	0,063278	20	0,566585	20	0,000003

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para confirmar a existência de volatilidade da série de retorno com padrão ARCH, realizou-se o teste do tipo multiplicador de Lagrange (Teste LM), proposto por Engler (1982) nos resíduos dos modelos AR e MA ajustados na regressão dos retornos. A Tabela 3 mostra os p-valores do teste e os resultados do teste LM, indicando a presença do efeito ARCH na série de retornos de todos os produtos agrícolas. As estatísticas F e LM rejeitam a hipótese nula de que não há presença do efeito ARCH na série de retorno, ou seja, permitem que se anule a presença da homocedasticidade nos resíduos dos retornos.

A Tabela acima também expõe o p-valor do teste do multiplicador de Lagrange para as respectivas defasagens, indicando a presença do efeito ARCH nas séries de retornos. As estatísticas F também rejeitam a hipótese nula de que não há presença do efeito ARCH nas séries de retornos.

Tabela 4 – Estimação do Modelo ARCH para a série de retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar.

<b>Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição Normal</b>				
<b>Série de Retornos da Soja</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.258091	0.052556	4.910782	0.0000
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.004179	0.000222	18.84158	0.0000
RESID (-1) <sup>2</sup>	0.484314	0.059578	8.129063	0.0000
<b>Série de Retornos da Mamona</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.247196	0.055429	4.459686	0.0000
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.004714	0.000327	14.43275	0.0000
RESID (-1) <sup>2</sup>	0.456799	0.063512	7.192322	0.0000
<b>Série de Retornos da Cana-de-Açúcar</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (2)	-0.064021	0.024360	-2.628184	0.0086
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.002827	0.000128	22.09716	0.0000
RESID (-1) <sup>2</sup>	1.119951	0.110640	10.12251	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme a Tabela 4, o ajustamento da série do modelo para a média condicional, identificou que o melhor modelo para a cultura da soja foi um AR (1) para o modelo da classe ARCH (1) com os parâmetros estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%. A posterior análise dos correlogramas dos resíduos padronizados e dos quadrados dos resíduos padronizados concluiu que não existe heterocedasticidade condicional nos resíduos do modelo ajustado.

Já o ajustamento da série do modelo para a média condicional, constatou que os melhores modelos para os demais produtos seriam um AR (1) para a mamona e AR (2) para a cana-de-açúcar, dados o modelo da classe ARCH (1) com os parâmetros estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%.

Em seguida, a análise dos correlogramas dos resíduos padronizados e dos quadrados dos resíduos padronizados conclui que não existe heterocedasticidade condicional nos resíduos dos modelos ajustados.

Tabela 5 – Estimação do Modelo GARCH (1,1) para a série de retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar.

<b>Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição Normal</b>				
<b>Série de Retornos da Soja</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.308560	0.054823	5.628351	0.0000
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.001045	0.000186	5.625582	0.0000
RESID (-1)^2	0.343735	0.046595	7.377149	0.0000
GARCH (-1)	0.559020	0.052455	10.65705	0.0000
<b>Série de Retornos da Mamona</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.219440	0.056697	3.870368	0.0001
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.001293	0.000302	4.278672	0.0000
RESID (-1)^2	0.259614	0.065710	3.950917	0.0001
GARCH (-1)	0.591938	0.084111	7.037612	0.0000
<b>Série de Retornos da Cana-de-Açúcar</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (2)	-0.147704	0.057040	-2.589493	0.0096
<b>Equação de Variância</b>				
C	5.74E-05	2.33E-05	2.465768	0.0137
RESID (-1)^2	0.088749	0.013944	6.364458	0.0000
GARCH (-1)	0.904280	0.013625	66.37043	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 5, a estimação do GARCH (1,1) permitiu captar a dinâmica da volatilidade na série de retorno dos produtos em análise. As condições observadas para que a variância do processo seja positiva e fracamente estacionária é que os parâmetros da regressão sejam positivos e maiores do que zero. Assim, na equação de regressão, o segundo parâmetro representado pelo ARCH, constitui o coeficiente de reação da volatilidade e o terceiro parâmetro (GARCH), representa o coeficiente de persistência da volatilidade ou o risco na série de retorno.

A soma dos coeficientes de reação (ARCH) com o coeficiente de persistência da volatilidade (GARCH) define se os riscos persistem na série de retornos. Portanto, observa-se que o somatório dos coeficientes na cultura da soja foi igual a 0,902755, indicando elevada persistência de choques sobre a volatilidade dos retornos da soja.

Logo, um choque que gere um declínio ou aumento do preço da soja pode implicar em vários períodos de intensa instabilidade ou volatilidade no mercado de soja, gerando perdas consideráveis para o setor agrícola e para a economia nacional.

Analisando agora as demais culturas, a estimação do GARCH (1,1) também identificou a dinâmica da volatilidade na série de retorno. A soma dos coeficientes de reação (ARCH) com o coeficiente de persistência da volatilidade (GARCH) definiu valores da ordem de 0,851552 para a mamona e 0,993029 para a cana-de-açúcar, indicando assim como a soja, intensa volatilidade dos retornos.

Observa-se para as séries apresentaram valores próximos de um, ou seja, mais vagarosamente o choque sobre a volatilidade irá se dissipar e, portanto, maior será a demora do processo de reversão à média para a variância. O menor coeficiente encontrado foi o da mamona, concluindo-se que um choque inicial sobre a volatilidade irá provocar efeitos mais rápidos sobre o comportamento da série (menor período de tempo) em comparação as outras culturas analisadas.

O somatório destes dois parâmetros indica que se o valor for maior ou próximo de um, maior será o efeito ao longo do tempo de qualquer instabilidade no mercado agropecuário. Consequentemente, este efeito decorrente de constantes flutuações de preços e produção do mercado agrícola tende a normalidade num maior espaço de tempo, tornando estas *commodities* altamente vulneráveis para o mercado de futuros.

Daí constata-se que a cana-de-açúcar é o produto com maior persistência de volatilidade, seguida pela soja e finalmente, pela mamona.

Tabela 6 - Estimação do Modelo TARARCH (1,1) para a série de retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar.

<b>Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição Normal</b>				
<b>Série de Retornos da Soja</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.317440	0.057012	5.567995	0.0000
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.001147	0.000200	5.725152	0.0000
RESID (-1) <sup>2</sup>	0.401427	0.060961	6.585015	0.0000
RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	-0.097667	0.098159	-0.994991	0.3197
GARCH (-1)	0.535311	0.055663	9.616924	0.0000
<b>Série de Retornos da Mamona</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.212210	0.056854	3.732524	0.0002
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.001226	0.000287	4.272671	0.0000
RESID (-1) <sup>2</sup>	0.369353	0.082939	4.453332	0.0000
RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	-0.201139	0.083161	-2.418672	0.0156
GARCH (-1)	0.596165	0.076839	7.758645	0.0000
<b>Série de Retornos da Cana-de-Açúcar</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (2)	-0.094449	0.040302	-2.343509	0.0191
<b>Equação de Variância</b>				
C	0.000207	3.39E-05	6.099712	0.0000
RESID (-1) <sup>2</sup>	-0.038218	0.014524	-2.631347	0.0085
RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	0.734977	0.095421	7.702494	0.0000
GARCH (-1)	0.784691	0.016426	47.77232	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme a Tabela 6, observa-se que o coeficiente  $\gamma_1$  não é estatisticamente diferente de zero e, portanto, a variância condicional não é assimétrica para a cultura da soja. Analisando as culturas da mamona e cana-de-açúcar, o coeficiente  $\gamma_1$  é estatisticamente diferente de zero, apresentando variância condicional assimétrica.

Para o caso da mamona, tem-se um valor correspondente a -0,201139, ou seja, um  $\gamma_1 < 0$  indicando que um choque positivo implica menor volatilidade do que um choque negativo de mesma magnitude. Assim sendo, choques positivos que afetem os preços terão impacto correspondente a 0,369353 no preço da mamona, enquanto que choques negativos impactarão 0,570492 nos preços da cultura.

Já a cana-de-açúcar apresenta um valor igual a 0,734977, ou seja, um  $\gamma_1 > 0$  evidenciando o efeito alavancagem, isto é, períodos de quedas nos preços da cana-de-açúcar são frequentemente seguidos por períodos de intensa volatilidade, enquanto que períodos de alta nos preços apresenta uma volatilidade baixa. Logo, choques positivos e choques negativos terão diferentes efeitos na variância condicional, ou seja, choques positivos terão impacto dado por 0,038218 e choques negativos terão impacto dado por 0,773195.

Tabela 7 - Estimação do Modelo EGARCH (1,1) para a série de retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar.

<b>Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição Normal</b>				
<b>Série de Retornos da Soja</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.298442	0.052788	5.653633	0.0000
<b>Equação de Variância</b>				
$\omega$	-1.772422	0.266238	-6.657271	0.0000
$\alpha_1$	0.546223	0.065575	8.329753	0.0000
$\gamma_1$	0.071381	0.045564	1.566588	0.1172
$\beta_1$	0.730664	0.044870	16.28416	0.0000
<b>Série de Retornos da Mamona</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (1)	0.203424	0.055611	3.657986	0.0003
<b>Equação de Variância</b>				
$\omega$	-1.134590	0.262204	-4.327126	0.0000
$\alpha_1$	0.357540	0.057969	6.167744	0.0000
$\gamma_1$	0.128518	0.041357	3.107538	0.0019
$\beta_1$	0.827326	0.044771	18.47894	0.0000
<b>Série de Retornos da Cana-de-Açúcar</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística z</b>	<b>Probabilidade</b>
AR (2)	-0.115870	0.052761	-2.196112	0.0281
<b>Equação de Variância</b>				
$\omega$	-0.410217	0.046760	-8.772756	0.0000
$\alpha_1$	0.285563	0.033826	8.442109	0.0000
$\gamma_1$	-0.199832	0.032015	-6.241863	0.0000
$\beta_1$	0.962567	0.007265	132.4897	0.0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 7, a persistência de choques na volatilidade corresponde a 0,730664, 0,827326 e 0,962567 para os produtos soja, mamona e cana-de-açúcar, respectivamente, para o modelo EGARCH (1,1). Enquanto que, no modelo GARCH (1,1), a persistência de choques na volatilidade foi de 0,902755 para a soja, 0,851552 para a mamona e 0,993029 para a cana-de-açúcar. Constata-se que a persistência de choques na volatilidade dos retornos apresenta valores próximos para os modelos GARCH e EGARCH, o que mostra um desempenho adequado para todos os modelos ajustados, com exceção para a cultura da soja.

Analisando os resultados do modelo EGARCH, a cultura da soja apresentou um coeficiente  $\gamma_1$  não estatisticamente diferente de zero. Logo, não há assimetria na volatilidade, confirmando os resultados encontrados para o modelo TARARCH (1,1). As culturas da mamona e cana-de-açúcar apresentaram coeficiente  $\gamma_1$  estatisticamente diferente de zero, apresentando variância condicional assimétrica. Logo, há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade.

A mamona mostrou um coeficiente  $\gamma_1$  igual a 0,128518 e a cana-de-açúcar apresentou um coeficiente negativo igual a -0.199832, o que retrata o efeito alavancagem, ou seja, períodos de quedas nos preços da cana-de-açúcar são marcados por períodos de intensa volatilidade, enquanto que períodos de alta nos preços apresentam uma volatilidade baixa, confirmando os resultados encontrados no modelo TARARCH (1,1).

## 5. CONCLUSÃO

A análise empírica da volatilidade dos retornos de principais *commodities* agrícolas, retrata a importância destes produtos pelo caráter exportador ou como produto de suma importância na agricultura de subsistência do Brasil. Os mercados destes produtos são marcados por acentuadas flutuações de preços, indicando significativas oscilações na rentabilidade destas culturas e propiciando aos agentes econômicos e especuladores mais informados, maior lucratividade dado o seu poder de previsões mais precisas sobre o comportamento do mercado.

Um modelo que incorpore termos de volatilidade condicional (modelos do tipo ARCH e GARCH) é mais apropriado para se utilizar em análises e previsões de séries de preços do que um modelo em que a variância da série não seja considerada.

Portanto, estimou-se o modelo ARCH e GARCH para analisar a dinâmica da volatilidade na série de retornos da soja, mamona e cana-de-açúcar, identificando através do teste ARCH que as séries apresentaram heterocedasticidade condicional auto-regressiva em seus retornos, ou seja, choques positivos ou negativos nos preços dos produtos podem levar algum tempo para se normalizarem no mercado.

O somatório dos coeficientes de reação (ARCH) com o coeficiente de persistência da volatilidade (GARCH), que define se os riscos persistem na série de retornos, constata-se valores próximos de um, indicando que os choques na volatilidade irão perdurar por algum tempo. O maior coeficiente de persistência da volatilidade encontrado foi para a cana-de-açúcar, identificando este produto como o de maior volatilidade de preços, seguido em ordem decrescente, pelos coeficientes das séries de mamona e soja.

O coeficiente que define a existência de efeito alavancagem (Modelo TARARCH e EGARCH) e o impacto de choques positivos e negativos (assimetria de informação) identificou a não existência de assimetria na volatilidade para o produto soja. As culturas da mamona e cana-de-açúcar apresentaram variância condicional assimétrica. Logo, há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. A cana-de-açúcar apresentou o efeito alavancagem, ou seja, períodos de quedas nos preços da cana-de-açúcar são marcados por períodos de intensa volatilidade, enquanto que períodos de alta nos preços apresentam uma volatilidade mais baixa.

Constata-se que a cana-de-açúcar tende a ser o produto de maior volatilidade e mostra que choques na volatilidade tendem a se dissipar em maior espaço de tempo. Assim como, choques negativos, como por exemplo, queda de safra e aumento de impostos são marcados por períodos de grande volatilidade de preços, enquanto que choques positivos apresentam menor volatilidade.

Verifica-se, portanto, que as informações sobre a volatilidade e a reação dos preços em função de choques positivos e/ou negativos são importantes parâmetros para políticas de incentivo do Governo, voltada para a produção de oleaginosas e biodiesel, o que mostra o elevado risco de preço e de renda associado aos mercados destes produtos, proporcionando aos produtores e demais agentes econômicos subsídios adicionais para gerência da atividade agrícola e melhor conhecimento dos mercados.

Conclui-se que um melhor conhecimento de flutuações de preços e mercados minimiza o risco de empreendimentos, pois políticas governamentais que visam restringir ou criar barreiras protecionistas no comércio interno ou externo geram consequências catastróficas no atual ambiente competitivo e globalizado. Portanto, é necessário que haja um completo conhecimento da lógica organizacional da cadeia no que se refere às relações entre o ambiente institucional, o ambiente tecnológico, as organizações e os indivíduos para que se escolha a melhor estratégia de atuação.

A forma de atuação dos agentes neste mercado e as relações contratuais que regem sua interação também influenciarão no sucesso ou no fracasso da atividade, uma vez que isso influi na competitividade.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOLLERSLEV, Tim. **Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity**. *Journal of Econometrics*, v.31, n.3, p.307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. ARCH models. In: ENGLE, R. F.; MACFADDEN, D. L. (Ed). **Handbook of Econometrics**. Amsterdam: North-Holland, 1994. v.4, cap. 49, p.2959-3038.

ENGLE, R.F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation. **Econométrica**, v. 50, p. 987-1008, 1982.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (FGV). Disponível em <http://www.fgvdados.com.br>. Acesso em: 15 fev. 2007.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron books, 2000.

LAMOUNIER, W. M. **Comportamento dos preços no mercado "spot" de café do Brasil: análise nos domínios do tempo e da frequência**. Viçosa: UFV/DEA, 2001. 223p. (Tese de Doutorado)

MARQUARDT, D. W. "An Algorithm for Least Squares Estimation of Non Linear Parameters", **Journal of the Society for Industrial and Applied Mathematics**, v.11, p.431-441, 1963.

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

NELSON, D. B. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", **Econometrica**, v.59, p.347-370, 1991.

ORANJE, M. **Competitividade das frutas brasileiras no comércio internacional**. Viçosa: UFV/DEA, 2003. 114p. (Dissertação de Mestrado)

PONCHIO, J. A. R. **Cadeia produtiva da mamona para biodiesel**. Brasília: FAO, 2004.

RODRIGUES, R. Para mudar a civilização. **Revista Balde Branco**. jan./2007.

RODRIGUES, R. O papel do setor privado e os novos desafios do abastecimento nacional. **Revista de Política Agrícola**, v. 10, 2001.

SILVA, W. S. da ; SÁFADI, T.; CASTRO JÚNIOR, L. G. de. Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. Rio de Janeiro: **Revista de Economia Rural**, v.43, n.01, p.119 a 134. mar. 2005.