

Agroenergia

A questão da volatilidade de preços e o efeito alavancagem dos produtos agrícolas

Kilmer Coelho Campos¹
Carlos Alberto Piacenti²
Aziz Galvão da Silva Junior³

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 desses preços ajuda na implementação de políticas voltadas para produção agrícola direcionada para agroenergia. Esse estudo usa a classe de modelos de heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH e GARCH e suas extensões, TARCH e EGARCH), para caracterizar e analisar a volatilidade das séries de retornos mensais da soja, da mamona e da cana-de-açúcar. A análise empírica da volatilidade mostra que esses produtos são marcados por acentuadas flutuações de preços, em que choques positivos ou negativos geram impactos com período de longa 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 alavargage 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 volatility, agricultural products, Brazil.

¹ Administrador, Doutorando em Economia Aplicada/UFV, kilmercc@bol.com.br

² Economista, Doutorando em Economia Aplicada (UFV), Professor Unioeste/Toledo e Pesquisador do Grupo de Estudo e Pesquisa em Agronegócio e Desenvolvimento Regional (Gepec), piacenti8@yahoo.com.br

³ Engenheiro agrônomo, PhD, Professor do Departamento de Economia Rural da UFV, aziz@ufv.br

Introdução

No Brasil, atualmente, o agronegócio é o setor mais importante, uma vez que essa 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 em pouco tempo o País também será o principal pólo mundial de produção de algodão e de biocombustíveis, feitos a partir de cana-de-açúcar e de 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 6 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, 6 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 representará cerca de 1,8 milhão de hectares a mais para cultivo de cana-de-açúcar.

O século 21 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, entre 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. Nesse contexto, destaca-se a Região Nordeste como potencial produtora de biodiesel de mamona, já que essa cultura apresenta grande adaptabilidade ao clima semi-árido, com produtividade de 1.500 kg/ha, 47 % de teor de óleo vegetal e produção 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, 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. Essa cultura tornou-se o motor da economia de várias regiões e tem 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. Em 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 contribuem para aumentar os índices de produtividade dessas culturas.

Segundo Ponchio (2004), apesar do enorme potencial agroenergético, o Brasil possui vários gargalos a serem solucionados. Entre eles, podem-se citar cadeias produtivas de oleaginosas desorganizadas, em função dos volumes de

produção oscilantes ao longo do tempo acompanhando a oscilação de preços, por causa das 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 na 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. Essa 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 desses 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.

Neste artigo, usa-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, da mamona e da cana-de-açúcar. Assim, pretende-se fornecer subsídios para o delineamento de estratégias adequadas para o gerenciamento do risco de variações nos preços (retornos) desses produtos agroenergéticos.

Referencial analítico

Analisando-se séries temporais, podem-se usar dois enfoques básicos em que o objetivo é construir modelos para as séries com propósitos determinados. O primeiro enfoque aborda a análise no domínio temporal com modelos paramétricos propostos e o segundo 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, podem-se investigar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsões de valores futuros da série, descrever

apenas o comportamento dessa 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, entre 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. 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. Isso prova que a variância dos erros de previsão não é constante, mas varia de um período para outro, ou seja, há uma espécie de auto-correlação na variância dos erros de previsão (GUJARATI, 2000).

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

Os modelos ARCH, ou modelos auto-regressivos, com heterocedasticidade condicional, foram introduzidos por Engle (1982), para 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 ε_{t-1}^2 . O termo de erro ε_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 ε^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 ε_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:

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

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

em que (ε_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 “ $P_t = P_t - P_{t-1}$ ”. 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 às 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 intradiários (MORETTIN; TOLOI, 2004).

De acordo com os autores acima, geralmente os retornos não são autocorrelacionados; os quadrados dos retornos são autocorrelacionados, mostrando uma correlação de defasagem 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, para apresentar menos parâmetros do que um modelo auto-regressivo (AR) ou *Moving Average* (MA) puro. (Autor, por favor coloque nas referências os autores "donos" desses modelos) Portanto, o modelo GARCH para a variância condicional pode ser usado 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 de três termos, ou seja, de um termo médio ou constante ω ; de inovações (choques) acerca da volatilidade, que é determinada pelo quadrado dos resíduos (ω_{t-1}^2) do período $t-1$, representado pelo termo ARCH (informações defasadas da volatilidade); e da revisão da volatilidade feita no último período (σ_{t-1}^2), que é o termo GARCH (variâncias previstas passadas).

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

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

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

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:

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

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 dessas implicações, pode-se afirmar que a persistência de choques na volatilidade da série de retornos é medida pela soma de α_1 e β_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 a 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 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 1, os choques na volatilidade irão perdurar por um período extremamente longo na série. Tendo-se essas considerações como base, diz-se que a variância condicional de " ε_t " possui raiz unitária e a variância permanecerá elevada, não apresentando reversão a sua média histórica. Contudo, isso não implica que a série de resíduos " ε_t " não seja estacionária, mas que a variância incondicional de " ε_t " não será (LAMOUNIER, 2001).

Para os modelos GARCH, observam-se 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, devem-se usar modelos de ordem baixa e escolher aquele melhor, com base em critérios, como o *Akaike Information Criterion (AIC)* ou *Bayesian Information Criterion (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 TARCH (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 α e choques negativos terão impacto dado por $\alpha_1 + \gamma_1$. Se o coeficiente γ_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, em períodos de alta nos preços, a volatilidade não é tão intensa.

A especificação do modelo TARCH generalizado, TARCH (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 β_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, usou-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.

Fonte dos dados

Usaram-se dados secundários correspondente às séries de preços médios mensais recebidos pelos produtores brasileiros. As séries abrangem o período de janeiro de 1967 a julho

de 2006 dos preços de soja (R\$/60 kg), mamona (R\$/60 kg) e cana-de-açúcar (R\$/t), perfazendo um total de 475 observações para cada produto agrícola. Os dados foram obtidos da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2007), sendo a série de preços dos produtos convertida para valores atualizados. No caso da cultura cana-de-açúcar, usou-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 usado para se estimar a regressão dos dados e dos modelos de análise foi *EViews 5.0*, da *Quantitative Micro Software*.

Resultados e discussão

As Fig. 1, 2 e 3 ilustram o comportamento das séries de preços e retornos da soja, da mamona e da cana-de-açúcar.

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. Sua finalidade é testar a hipótese nula de que a amostra foi extraída de uma distribuição normal, em que o valor da assimetria é 0 (zero) e o valor

da curtose é três. Os resultados do teste mostram que os resíduos não apresentam distribuição normal.

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 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 1 também mostra as estatísticas descritivas básicas para os retornos da mamona e da 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 desses 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, com

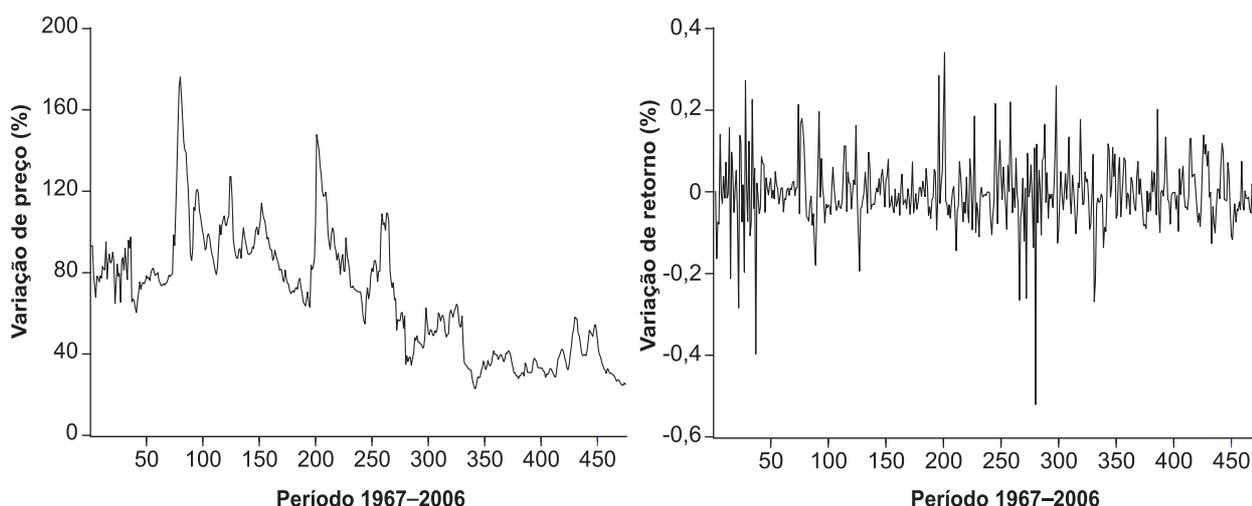


Fig. 1. Séries de preços e retornos da soja (período 1967–2006).
RT = Retornos.

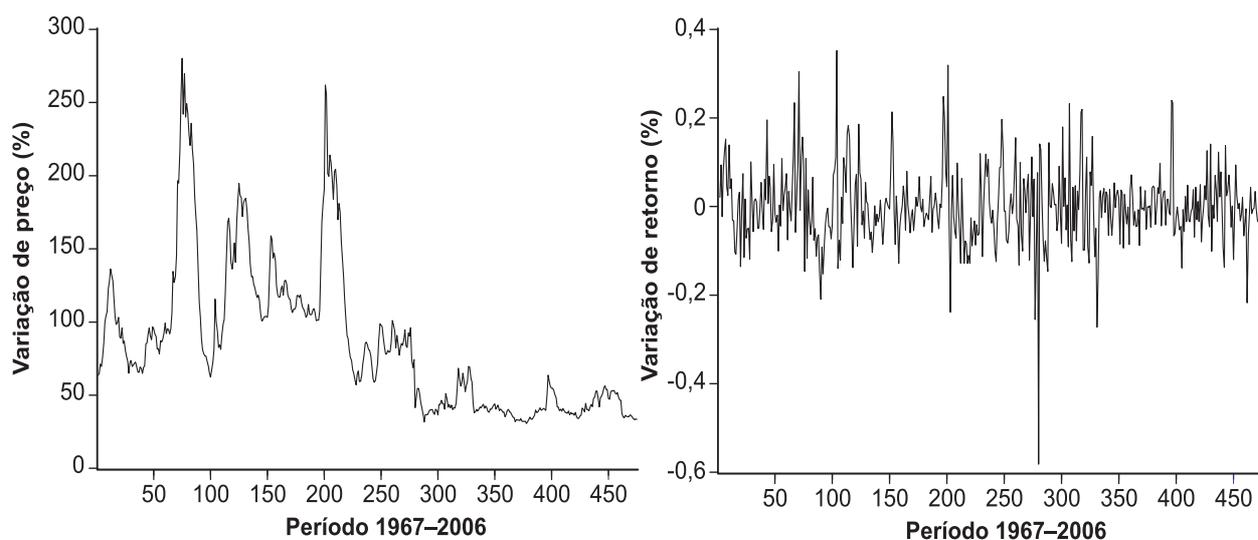


Fig. 2. Séries de preços e retornos da mamona (período 1967–2006).
RT = Retornos.

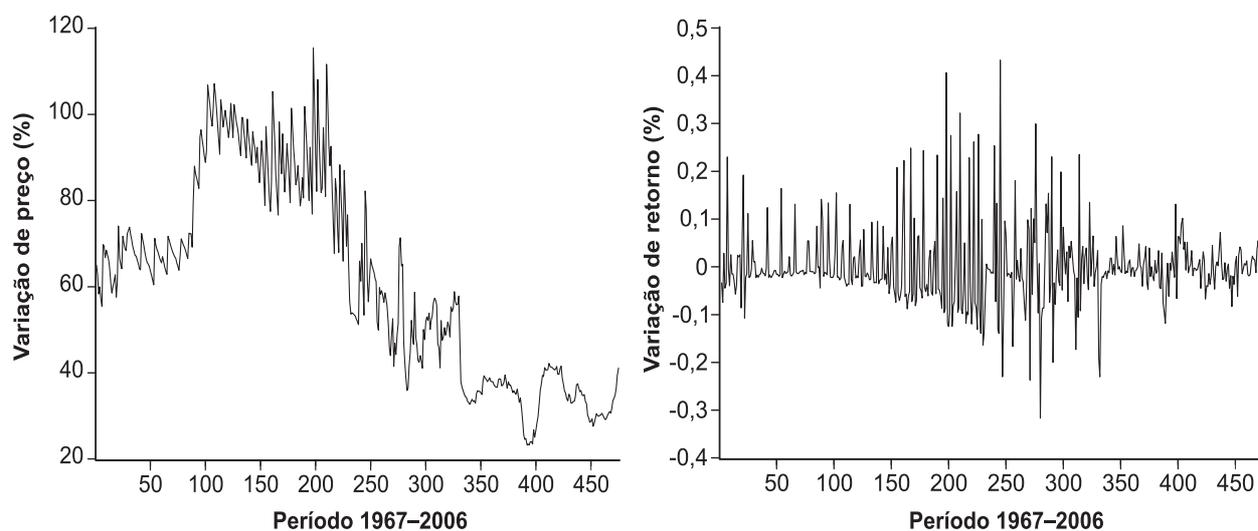


Fig. 3. Séries de preços e retornos da cana-de-açúcar (período 1967–2006).
RT = Retornos.

Tabela 1. Estatísticas descritivas.

Estatísticas	Soja	Mamona	Cana-de-açúcar
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 (2007).

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 de cana-de-açúcar também exibem sinais de heterocedasticidade e de agrupamento de volatilidade.

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 autorregressivo de primeira ordem – AR (1), média móvel de primeira ordem – MA (1) – e média móvel de segunda ordem – 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 2 apresenta as funções de autocorrelações (FAC) e funções de autocorrelações parciais (FACP) de todos os produtos agrícolas, de forma que uma análise desses 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 da cana-de-açúcar.

Tabela 2. Estimativas dos coeficientes de auto-correlação e auto-correlação 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 auto-correlação; FACP = coeficientes de auto-correlação parcial; Q-Stat = teste de significância das autocorrelações; Prob = probabilidade do teste de significância.

Fonte: resultados da pesquisa (2007).

Para confirmar a existência de volatilidade da série de retorno com padrão ARCH, realizou-se o teste do tipo Multiplicador de Lagrange (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 Multiplicador de Lagrange (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 3 também expõe o p-valor do teste do LM 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.

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 representativos em 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.

Tabela 3. Teste ARCH de Engler (1982) dos retornos da soja, da mamona e da 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 (2007).

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

Método: ML – ARCH (Marquardt) – Distribuição normal				
Série de retornos da soja				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (1)	0,258091	0,052556	4,910782	0,0000
Equação de variância				
C	0,004179	0,000222	18,84158	0,0000
RESID (-1)^2	0,484314	0,059578	8,129063	0,0000
Série de retornos da mamona				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (1)	0,247196	0,055429	4,459686	0,0000
Equação de variância				
C	0,004714	0,000327	14,43275	0,0000
RESID (-1)^2	0,456799	0,063512	7,192322	0,0000
Série de retornos da cana-de-açúcar				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (2)	-0,064021	0,024360	-2,628184	0,0086
Equação de variância				
C	0,002827	0,000128	22,09716	0,0000
RESID (-1)^2	1,119951	0,110640	10,12251	0,0000

Fonte: resultados da pesquisa (2007).

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 representativos em 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.

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 que 0 (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 vários períodos de intensa instabilidade ou volatilidade no mercado de soja, gerando perdas consideráveis para o setor agrícola e para a economia nacional.

Agora, analisando-se 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 de 0,993029 para a cana-de-açúcar, indicando assim, como no caso da soja, intensa volatilidade dos retornos.

Observa-se que quando as séries apresentarem valores próximos de 1, ou seja, o choque

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

Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição normal				
Série de retornos da soja				
	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (1)	0,308560	0,054823	5,628351	0,0000
Equação de variância				
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
Série de retornos da mamona				
Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Probabilidade	
AR (1)	0,219440	0,056697	3,870368	0,0001
Equação de variância				
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
Série de retornos da cana-de-açúcar				
Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade	
AR (2)	-0,147704	0,057040	-2,589493	0,0096
Equação de variância				
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 (2007).

sobre a volatilidade de preços irá se dissipar mais vagarosamente e 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 às outras culturas analisadas.

O somatório desses dois parâmetros indica que, se o valor for maior ou próximo de 1, maior será o efeito ao longo do tempo de qualquer instabilidade no mercado agropecuário. Conseqüentemente, esse efeito decorrente de constantes flutuações de preços e produção do mercado agrícola tende à normalidade num maior espaço de tempo, tornando essas *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.

Conforme Tabela 6, observa-se que o coeficiente γ_1 não é estatisticamente diferente de 0 (zero) e a variância condicional não é assimétrica para a cultura da soja. Analisando-se as culturas da mamona e da cana-de-açúcar, o coeficiente γ_1 é estatisticamente diferente de 0 (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, choques positivos que afetem os preços terão impacto correspondente a 0,369353 no preço da mamona, enquanto choques negativos impactarão 0,570492 nos preços da cultura.

Já a cana-de-açúcar apresenta valor igual a 0,734977, ou seja, um $\gamma_1 > 0$, evidenciando o efeito alavancagem, isto é, períodos de quedas

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

Método: ML – ARCH (Marquardt) – Distribuição normal				
Série de retornos da soja				
	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (1)	0,317440	0,057012	5,567995	0,0000
Equação de variância				
C	0,001147	0,000200	5,725152	0,0000
RESID (-1) ²	0,401427	0,060961	6,585015	0,0000
RESID(-1) ² *(RESID(-1) < 0)	-0,097667	0,098159	-0,994991	0,3197
GARCH (-1)	0,535311	0,055663	9,616924	0,0000
Série de retornos da mamona				
	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (1)	0,212210	0,056854	3,732524	0,0002
Equação de variância				
C	0,001226	0,000287	4,272671	0,0000
RESID (-1) ²	0,369353	0,082939	4,453332	0,0000
RESID(-1) ² *(RESID(-1) < 0)	-0,201139	0,083161	-2,418672	0,0156
GARCH (-1)	0,596165	0,076839	7,758645	0,0000
Série de retornos da cana-de-açúcar				
	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
AR (2)	-0,094449	0,040302	-2,343509	0,0191
Equação de variância				
C	0,000207	3,39E-05	6,099712	0,0000
RESID (-1) ²	-0,038218	0,014524	-2,631347	0,0085
RESID(-1) ² *(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 (2007).

nos preços da cana-de-açúcar são freqüentemente seguidos por períodos de intensa volatilidade, e períodos de alta nos preços apresentam baixa volatilidade. Logo, choques positivos e negativos que afetam a produção e preço desta cultura 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.

De acordo com a Tabela 7, a persistência de choques na volatilidade corresponde a

- a) 0,730664 para soja,
- b) 0,827326 para mamona e,
- c) 0,962567 para cana-de-açúcar no modelo EGARCH (1,1).

Enquanto, no modelo GARCH (1,1), a persistência de choques na volatilidade foi:

- a) 0,902755 para a soja.

b) 0,851552 para a mamona.

c) 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 da cultura da soja.

Analisando-se os resultados do modelo EGARCH, a cultura da soja apresentou um coeficiente γ_1 não estatisticamente diferente de 0 (zero). Logo, não há assimetria na volatilidade, confirmando os resultados encontrados para o modelo TARCH (1,1). As culturas da mamona e da cana-de-açúcar apresentaram coeficiente γ_1 estatisticamente diferente de 0 (zero), apresentando variância condicional assimétrica. Logo, há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade.

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

Método: ML – ARCH (Marquardt) – Distribuição normal				
Série de retornos da soja				
AR (1)	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
	0,298442	0,052788	5,653633	0,0000
Equação de variância				
ω	-1,772422	0,266238	-6,657271	0,0000
α_1	0,546223	0,065575	8,329753	0,0000
γ_1	0,071381	0,045564	1,566588	0,1172
β_1	0,730664	0,044870	16,28416	0,0000
Série de retornos da mamona				
AR (1)	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Probabilidade
	0,203424	0,055611	3,657986	0,0003
Equação de variância				
ω	-1,134590	0,262204	-4,327126	0,0000
α_1	0,357540	0,057969	6,167744	0,0000
γ_1	0,128518	0,041357	3,107538	0,0019
β_1	0,827326	0,044771	18,47894	0,0000
Série de retornos da cana-de-açúcar				
AR (2)	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	Probabilidade
	-0,115870	0,052761	-2,196112	0,0281
Equação de variância				
ω	-0,410217	0,046760	-8,772756	0,0000
α_1	0,285563	0,033826	8,442109	0,0000
γ_1	-0,199832	0,032015	-6,241863	0,0000
β_1	0,962567	0,007265	132,4897	0,0000

Fonte: resultados da pesquisa (2007).

A mamona mostrou um coeficiente γ_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 períodos de alta nos preços apresentam uma volatilidade baixa, confirmando os resultados encontrados no modelo TARCh (1,1).

Conclusão

A análise empírica da volatilidade dos retornos de principais commodities agrícolas retrata a importância desses produtos pelo caráter exportador ou como produto de suma importância na agricultura de subsistência do Brasil. Os mercados são marcados por acentuadas flutuações de preços, indicando significativas oscilações na rentabilidade dessas culturas e propiciando aos agentes econômicos e aos especuladores mais informados maior lucratividade, em função do acesso às 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 usar 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 por meio 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.

No somatório dos coeficientes de reação (ARCH) com o coeficiente de persistência da volatilidade (GARCH), que define se os riscos persistem na série de retornos, constatam-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 esse produto como o de maior volatilidade de preços, seguido em ordem decrescente, pelos coeficientes das séries de mamona e de soja.

O coeficiente que define a existência de efeito alavancagem (Modelo TARCh e EGARCH) e o impacto de choques positivos e negativos (assimetria de informação) identificou a ausência de assimetria na volatilidade para soja. As culturas da mamona e da 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 são marcados por períodos de intensa volatilidade, enquanto períodos de alta nos preços apresentam 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 exemplos, queda de safra e aumento de impostos são marcados por períodos de grande volatilidade de preços, enquanto choques positivos apresentam menor volatilidade.

Portanto, verifica-se 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, voltadas para a produção de oleaginosas e de biodiesel, o que mostra o elevado risco de preço e de renda associado aos mercados desses 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 nos 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 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 nesse mercado – e as relações contratuais que regem sua interação – também influenciarão no sucesso ou no fracasso da atividade, conseqüência que influi na competitividade.

Referências

- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, Lausanne, 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. **Econometrica**, Chicago, v. 50, n. 4, p. 987-1008, jul. 1982.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **FGVDADOS**. 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. 223 p. Tese de Doutorado, apresentada à Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MARQUARDT, D. W. An algorithm for least squares estimation of non linear parameters. **Journal of the Society for Industrial and Applied Mathematics**, Philadelphia, 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**, Chicago, v. 59, p. 347-370, mar.1991.
- ORANJE, M. **Competitividade das frutas brasileiras no comércio internacional**. Viçosa: UFV-DEA, 2003. 114 p. Dissertação de Mestrado apresentada à Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- PONCHIO, J. A. R. **Cadeia produtiva da mamona para biodiesel**. Brasília, DF: FAO, 2004.
- RODRIGUES, R. Para mudar a civilização. **Revista Balde Branco**, São Paulo, v. 42, n. 50, jan. 2007.
- _____. O papel do setor privado e os novos desafios do abastecimento nacional. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 10, n. 1, p. 1-15, jan./mar. 2001.