

# Análise da volatilidade de preços do óleo de girassol no Brasil de 1960 a 2011<sup>1</sup>

Lucas Siqueira Castro<sup>2</sup>  
Aziz Galvão Silva Júnior<sup>3</sup>

**Resumo** – O objetivo deste trabalho foi analisar os retornos da commodity óleo de girassol. As análises enfatizaram o risco de mercado, medido pelo comportamento condicional da variância. Foram utilizados os modelos autorregressivos com heterocedasticidade condicional (ARCH), os autorregressivos com heterocedasticidade condicional generalizada (GARCH) e os autorregressivos com heterocedasticidade threshold (TARCH) para janeiro de 1960 a junho de 2011. A confirmação de que a variabilidade dos retornos possui dependência condicional indicou, para essa cultura, baixa persistência na resposta aos choques na variância, reduzindo riscos de produção com relação aos preços para os produtores.

**Palavras-chave:** commodities brasileiras, modelos ARCH, perspectivas para o biodiesel.

## Volatility analysis of sunflower oil prices in Brazil from 1960 to 2011

**Abstract** – The objective of this study was to analyze the returns of commodity sunflower oil. The analyses emphasized market risk, which is measured by the behavior of the conditional variance. The following models were used for the period of January 1960 to June 2011: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH), and Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (TARCH). Confirmation that the variability of returns is conditionally dependent has indicated that this culture has low persistence in response to shocks in the variance, thus reducing production risks with respect to prices for growers.

**Keywords:** Brazilian commodities, ARCH models, prospects for biodiesel.

## Introdução

O mercado de óleos sofreu alterações estruturais ao longo das últimas décadas. A gordura animal, que era a maior responsável pela fonte de óleo para consumo humano, perdeu espaço

no setor alimentício, sobretudo para os óleos vegetais. Adicionalmente, a implementação e expansão de programas de biocombustíveis, em especial o biodiesel, aumentou a demanda por óleos vegetais. Portanto, a mudança no setor

<sup>1</sup> Original recebido em 11/3/2013 e aprovado em 5/4/2013.

<sup>2</sup> Economista, mestrando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da UFV. E-mail: lucanastro@hotmail.com

<sup>3</sup> Engenheiro-agrônomo, Doutor em Administração Rural pela Universidade de Bonn, Alemanha, professor do Departamento de Economia Rural da UFV. E-mail: aziz@ufv.br

alimentar e a influência, direta ou indireta, do programa de biodiesel são chaves para explicar a mudança de preços no mercado de óleos vegetais via variações nas curvas de oferta e demanda.

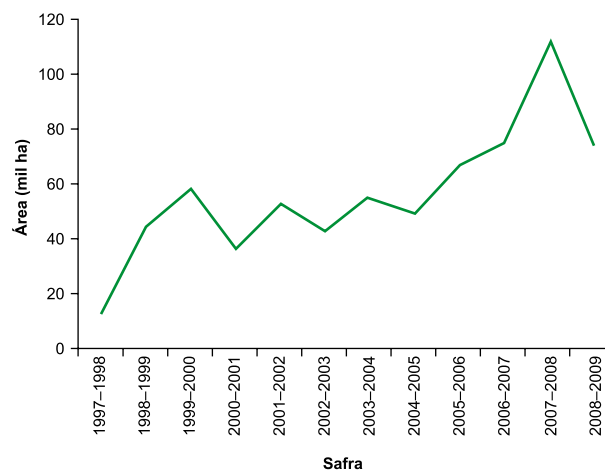
Programas de biocombustíveis surgiram como alternativa a crises no mercado do petróleo, à perspectiva de esgotamento de reservas, ou à insegurança quanto ao suprimento regular e, recentemente, por pressões ambientais.

A Lei nº 11.097 introduziu o biodiesel na matriz energética brasileira em 13 de janeiro de 2005, tendo ampliado, sobretudo, as perspectivas econômicas e sociais por meio da produção de oleaginosas como soja, dendê, girassol, babaçu, amendoim, mamona e pinhão-manso por pequenos produtores organizados ou não em cooperativas, tendo gerado renda e inclusão social, além de ter possibilitado a fixação do homem no campo. Esse esforço coletivo do governo e das empresas de biodiesel permitiu, em 1º de janeiro de 2010, a antecipação da meta estabelecida para 2013 da produção do B5 – óleo diesel comercializado pelo País com 5% de biodiesel (ANP, 2011).

Em relação às oleaginosas citadas anteriormente, o girassol (*Helianthus annuus* L.), originário da América do Norte (sudoeste dos Estados Unidos e norte do México), é uma dicotiledônea anual, e sua utilização destacou-se principalmente como oleaginosa a partir da Segunda Guerra Mundial. Dados do departamento de agricultura dos Estados Unidos (USDA) mostram que, na produção de óleos vegetais no mundo, o óleo de girassol ocupa o quarto lugar (USDA, 2011).

No Brasil, seu cultivo começou a ser significativo na safra 1997–1998, com 12.400 ha plantados, acompanhado por oscilações ao longo dos anos. Na safra 2008–2009 apresentou uma área de aproximadamente 75.000 ha, como pode ser visto na Figura 1, com produção concentrada, principalmente, na região Centro-Oeste. É uma cultura que apresenta características desejáveis sob a perspectiva agrônômica, como ciclo curto,

adaptação a variadas condições de clima e possibilidade de cultivo em todas as regiões do Brasil, tornando-se uma boa opção aos produtores brasileiros (EMBRAPA, 2011).



**Figura 1.** Série histórica da área plantada de girassol no Brasil de 1997 a 2009.

Fonte: Conab (2011).

O interesse mundial pela cultura do girassol está associado à qualidade do óleo, rico em ácidos graxos poli-insaturados. O teor de óleo nas sementes é alto, rendendo 950 litros de óleo por hectare, e proporcionando assim maior rendimento na produção de óleo por hectare se comparado com o da cultura da soja, que gera 450 litros de óleo por hectare (IAPAR, 2011).

O fato de o óleo de girassol possuir aplicações na indústria alimentícia, farmacêutica e cosmética, além de ser uma commodity, faz que haja uma preocupação relacionada ao preço desse óleo. Nesse contexto, a análise da volatilidade dos preços do óleo de girassol é importante, pois essa volatilidade pode explicar quedas na produção em períodos de preços baixos ou picos na produção.

Flutuações que mantenham determinada tendência, ciclo ou sazonalidade podem comprometer a renda do produtor rural e a produção – nesse caso, do girassol e de seu subproduto, o óleo de girassol. A determinação de um padrão flutuante desses preços é um instrumento impor-

tante para a formulação de políticas públicas que tenham como objetivo estabilizar preços entre a safra e a entressafra. A menor volatilidade dos preços é um incentivo à produção, pois diminui o risco quanto aos rendimentos da produção.

Campos e Campos (2007) fazem uma análise comparativa da volatilidade de preços entre soja, café, milho e boi gordo, utilizando a metodologia ARCH; Cunha et al. (2009) analisam a volatilidade dos preços recebidos pela cana-de-açúcar no Estado de São Paulo de 1995 a 2007, também utilizando modelos da família ARCH; Gontijo et al. (2009) fazem o estudo da volatilidade de preços para o mercado do óleo de palma no Brasil utilizando o modelo GARCH; Pereira et al. (2010) utilizaram os modelos ARCH, GARCH, EGARCH e TARARCH para estimar a volatilidade dos retornos da soja, café e boi gordo de 1997 a 2008 no Brasil; Campos et al. (2007) elabora seu estudo com base na questão da volatilidade de preços e avalia o efeito alavancagem dos produtos agrícolas com base na utilização dos modelos não lineares da família ARCH; e Silva et al. (2005) utiliza os modelos ARCH e suas variações para captar a volatilidade do retorno de preços do café e da soja no Brasil.

Este trabalho analisará a volatilidade dos preços de óleo de girassol de 1960 a 2011. Especificamente pretende-se: a) estudar o comportamento dos retornos de preços do óleo de girassol; b) abordar os possíveis riscos aos produtores, dadas as variações de preços sobre o óleo de girassol.

## Metodologia

A realização do teste Jarque-Bera (JB) é responsável por diagnosticar se os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal. A hipótese nula do teste consiste na presença de normalidades dos dados da amostra extraídos de uma população, observada por meio das diferenças entre os coeficientes de assimetria e curtose, como pode ser visto na equação

$$JB = n[S^2/\sigma + (C(-3)^2/24)] \quad (1)$$

em que

$JB$  = teste Jarque-Bera.

$n$  = número de observações.

$S^2$  = assimetria da distribuição de dados.

$\sigma$  = desvio-padrão.

$C$  = efeito da curtose.

Para a utilização de séries temporais como fontes de dados é importante comprovar se elas possuem raízes unitárias. O teste Dickey-Fuller (1979) e o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de raízes unitárias são capazes de verificar a ordem de integração de interesse, permitindo evitar o comportamento de variáveis espúrias, ou seja, uma correlação entre duas variáveis sem nenhuma lógica (GUJARATI, 2006).

Seguem as implementações do teste Dickey-Fuller:

$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ , para um modelo sem intercepto e sem tendência. (2)

$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + u_t$ , para um modelo com intercepto e sem tendência. (3)

$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \delta Y_{t-1} + u_t$ , para um modelo com intercepto e com tendência. (4)

$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \delta Y_{t-1} + u_t$ , para o teste Dickey-Fuller Aumentado. (5)

em que

$\Delta Y_t$  = operador de primeiras diferenças.

$\beta_0$  = constante ou intercepto.

$\beta_1 T_t$  = componente de tendência.

$\delta Y_{t-1}$  = testa a presença ou ausência de estacionariedade ( $\rho-1$ ).

$\sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i}$  = defasagens incluídas no modelo aumentado.

$u_t$  = componente de erro estocástico.

Concentrando a análise no teste Dickey-Fuller Aumentado, a teoria mostra que ele é consistente com a não normalidade dos resíduos e com a presença de heterocedasticidade. Desse

modo, caso haja autocorrelação entre resíduos (diferentemente do teste Dickey-Fuller), ela pode ser controlada por meio da inclusão de defasagens na variável dependente (GUJARATI, 2006).

As distribuições são tabuladas por meio da estatística  $\tau$  (tau), desenvolvida por Dickey-Fuller, com valores críticos para 0,01, 0,05 e 0,10. Para determinar a escolha do melhor modelo e do número de defasagens a serem incluídas no modelo, serão adotados os critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (SC), por serem os mais utilizados em trabalhos empíricos (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Como objetiva-se medir a volatilidade dos preços do óleo de girassol, verificou-se que na literatura existem modelos apropriados para séries financeiras que apresentam a evolução da variância condicional ao longo do tempo. Trata-se dos modelos não lineares da família ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), apresentados por Engle (1982), e de ajustes feitos posteriormente. O objetivo do modelo ARCH(p) consiste em mostrar que o retorno é não correlacionado serialmente, mas a volatilidade ou a variância condicional depende de retornos do passado em detrimento de uma função quadrática.

Um modelo ARCH pode ser definido como

$$\varepsilon_t = \sigma_t u_t \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (7)$$

em que  $\varepsilon_t$  é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com média zero e variância um (seguem uma distribuição normal ou t de student), dependente do tamanho ao quadrado do termo de erro do período anterior,  $\varepsilon_{t-1}$ , com  $\alpha_0 > 0$ ,  $0 < \alpha_i < 1$ ,  $i > 0$  (restrições do modelo que estabelecem que a variância condicional seja fracamente estacionária e positiva). O parâmetro  $\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$  relaciona a influência dos efeitos passados (defasados) e o quão grande pode ser o efeito implicado na volatilidade presente.

Bollerslev (1986) desenvolveu uma generalização do modelo ARCH, o modelo GARCH

(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), que relata a volatilidade de maneira mais parcimoniosa, ou seja, com menos parâmetros que o modelo ARCH. Nesse modelo a variância condicional depende não apenas do termo de erro quadrático, como no modelo ARCH, mas também da variância condicional no período de tempo precedente.

Uma representação proposta para o modelo é

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (8)$$

em que  $\varepsilon_t$  é uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com média zero e variância um (seguem uma distribuição normal ou t de student) com as restrições de  $\alpha_0 > 0$ ,  $0 < \alpha_i < 1$ ,  $0 < \beta_j < 1$ ,  $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_j) < 1$ ,  $r = \max(q,p)$ . O diferencial do modelo está no parâmetro  $\sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$ , que capta as variâncias passadas previstas. O coeficiente  $\alpha_i$  capta o quanto um choque sofrido pelo retorno presente (hoje) afeta a variância condicional do retorno futuro (amanhã). Já o coeficiente  $\beta_j$  indica que quanto mais próximo de 1 for o seu valor, maior a quantidade de tempo que a volatilidade leva para retornar ao padrão. A restrição  $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_j) < 1$  indica, de certo modo, a persistência de volatilidade, e quanto mais próximo esse resultado for de 1, maior será a volatilidade no período seguinte a ser analisado, e menor será o recuo do choque para o padrão da série.

Em geral, é observado que, nos mercados financeiros, os períodos de quedas nos preços são normalmente sucedidos por períodos de considerável volatilidade. Já nos períodos de alta nos preços, essa volatilidade é menor. Tal efeito, na literatura, é denominado alavancagem, em que choques positivos e negativos tendem a ter diferentes impactos sobre a volatilidade. Para modelar essa nova característica da volatilidade, será utilizada uma transformação do modelo GARCH, denominada de modelo TARARCH (Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), proposta por Zakoian (1994).

O modelo pode ser proposto da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (9)$$

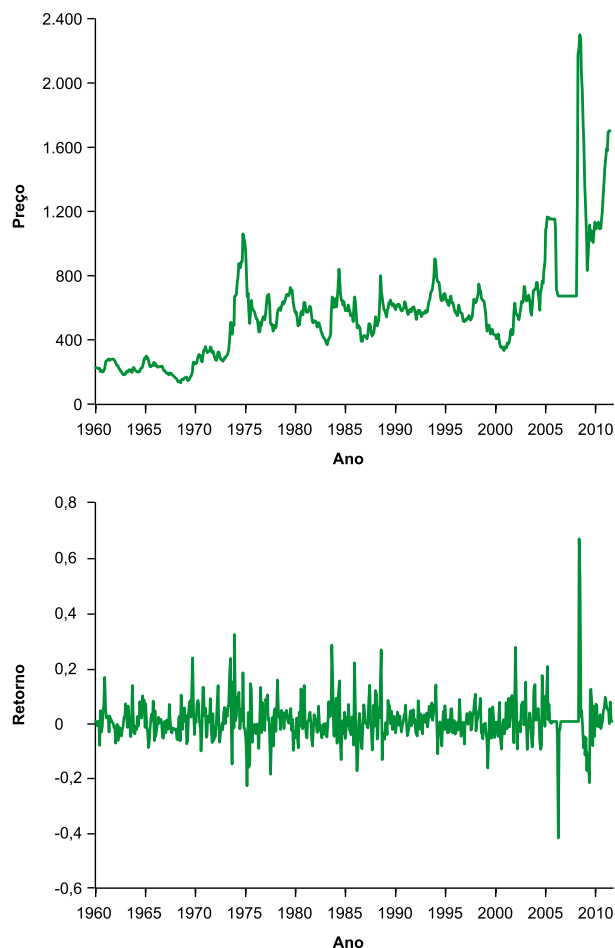
em que dummy assume valor unitário para  $\varepsilon_{t-1} < 0$  (condições adversas no mercado) e valor zero (condições positivas no mercado) para caso contrário. Caso  $\gamma_1$  seja zero, não há assimetria na volatilidade; e para  $\gamma_1$  diferente de zero, há indícios de alavancagem. Portanto, dada a significância do parâmetro  $\gamma_1$ , é inferida a presença de assimetria, enquanto o sinal positivo dele remete à presença de alavancagem.

Os dados são preços da commodity óleo de girassol, e a série é expressa mensalmente, relacionando a cotação internacional à vista em dólares (preço/kg). A série abrange o período de janeiro de 1960 a junho de 2011, com um total de 618 observações. Esses dados foram obtidos na base de dados do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2011). Uma vez que se desejava modelar a volatilidade dos retornos gerados pela commodity, foram calculados os retornos instantâneos, compostos pela fórmula  $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ , visto que a literatura descreve as séries de retornos como mais fáceis de manipular do que as séries de preços, dado que as primeiras têm propriedades estatísticas mais tratáveis, como o fato de os retornos raramente apresentarem tendências ou sazonalidades, exceto os retornos intradiários (MORETTIN; TOLLOI, 2006).

O software utilizado para se estimar a regressão dos dados e dos modelos de análise foi EVIEWS 6.0, da Quantitative Micro Software.

## Resultados e discussão

A Figura 2 mostra a volatilidade dos preços e retornos do óleo de girassol no período proposto. Nos movimentos oscilatórios existentes se destaca a elevação entre o final de 2007 e o início de 2008, que pode ser atribuída à crise do subprime imobiliário norte-americano. Essa crise afetou os preços de maneira geral, bem como os das commodities ligados às bolsas de mercados futuros e de seus subprodutos, como o óleo de girassol.



**Figura 2.** Evolução das séries de preços e retornos do óleo de girassol de 1960 a 2011.

Fonte: resultados da pesquisa elaborada pelo próprio autor.

A Tabela 1 relaciona as estatísticas descritivas da série de retornos do óleo de girassol. Observa-se que a série não possui uma distribuição normal em virtude do resultado do teste Jarque-Bera de 6.138,235 com p-valor aproximadamente igual a zero.

O fato de a média ser maior que a mediana indica uma assimetria à direita, sendo isso computado pelo resultado do coeficiente de assimetria de 1,619604. Como o coeficiente da curtose foi de 18,12149, a distribuição toma forma leptocúrtica (magra ou de cauda alongada em relação à distribuição normal). Esses dados analisados indicam a possibilidade da presença

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas dos retornos de 1/1/1960 a 30/6/2011.

Estatística descritiva	Girassol
Média	1,73e-06
Mediana	0,005410
Máximo	0,653970
Mínimo	0,396767
Desvio-padrão	0,070139
Assimetria	1,619604
Curtose	18,12149
Jarque-Bera	6.138,235
P-valor Jarque-Bera	0,000000

Fonte: resultados de pesquisa.

de heterocedasticidade na série de retornos do óleo de girassol.

Partindo-se para o teste Dickey-Fuller Aumentado, os resultados são apresentados na Tabela 2. Realizando-se os testes em nível ou primeiras diferenças, o coeficiente Dickey-Fuller

é sempre menor que os valores críticos a 1%, 5% e 10%; portanto, rejeita-se a hipótese nula do teste, assumindo a hipótese alternativa em que a série de retornos do óleo de girassol é estacionária e não possui raízes unitárias.

Para identificar o modelo de retorno do óleo de girassol, foram estimadas funções de autocorrelações (FAC) e funções de autocorrelações parciais (FACP), indicando que para o modelo a proposição ARMA (p,q) que melhor adaptou-se foi AR(1), MA(1), MA(2).

No intuito de verificar a presença da volatilidade na série de retornos do óleo de girassol, foi feito o teste LM de Granger – também proposto por Engler em 1982. Os resultados estão dispostos na Tabela 3, e o fato de os p-valores serem próximos a zero indica a rejeição da hipótese nula do teste em detrimento da hipótese alternativa. Assim, os resíduos da série de retorno são heterocedásticos (apresentam o efeito ARCH). Além disso, a Tabela 3 apresenta os R<sup>2</sup> dos modelos defasados, todos com p-valores próximos a zero, indicando a consistência do teste para ser utilizado no cômputo da volatilidade.

**Tabela 2.** Teste de estacionariedade para a série de retornos do preço do óleo de girassol.

Commodity	Restrições	ADF – teste em nível (level)	ADF – teste em primeiras diferenças
	Intercepto	-16,13326	-18,52023
Óleo de girassol	Intercepto e tendência	-16,12564	-18,50475
	Sem intercepto e sem tendência	-16,11246	-18,53529

**Tabela 3.** Teste do Multiplicador de Granger (Teste LM).

Defasagem (Lag)	Estatística F	P-valor	R <sup>2</sup> observado	P-valor
1	14,18007	0,0002	13,90469	0,0002
2	7,108554	0,0009	13,96204	0,0009
3	4,718806	0,0029	13,92569	0,0030
4	3,524418	0,0074	13,89117	0,0077
5	2,819497	0,0158	13,91309	0,0162



O procedimento para estimar um modelo que visualizasse o componente de volatilidade na série de retorno do óleo de girassol se deu por meio de uma seleção de modelos ARCH e GARCH em que a escolha dele foi feita comparativamente entre o critério de seleção de Schwarz (SIC) e do logaritmo da verossimilhança. A Tabela 4 mostra os resultados propostos para o modelo ARCH.

O melhor modelo que ajustou da série de retornos para a média condicional foi um AR(1), MA(1), MA(2) para o modelo da classe ARCH(1) com os parâmetros (coeficientes) estatisticamente significativos a níveis de 1%, 5% e 10%. A análise dos correlogramas dos resíduos concluiu que não existe heterocedasticidade condicional nos resíduos do modelo ajustado. A equação da variância indicou que o coeficiente de reação da volatilidade foi de 0,257864.

Partindo-se para a estimação do modelo GARCH, o melhor modelo estimado foi o GARCH(1,1), que pode ser visto na Tabela 5. Deve-se lembrar que a teoria afirma que a condição necessária para a variância ser positiva e fracamente estacionária implica que os parâmetros da regressão devem ser maiores que zero. O parâmetro ARCH representa a reação da volatilidade, e o GARCH representa a persistência da volatilidade. A soma de ambos os coeficientes determina a persistência de riscos na série de retorno.

O óleo de girassol tem valor de 0,43905 para a soma dos coeficientes ARCH e GARCH.

**Tabela 5.** Modelo GARCH.

Variância condicional do óleo de girassol	GARCH (1,1)
Constante	0,002921
P-valor	0,000000
ARCH (1)	0,251225
P-valor	0,000000
GARCH (1)	0,18782
P-valor	0,0861
Teste de Durbin-Watson	1.979.821
Critério de Schwarz	-2.469.782
Log da verossimilhança	7.831.743
Estatística F	1.213.604
P-valor da estatística F	0,0000

Isso indica fraca persistência de choques sobre a volatilidade; por isso, nem toda alteração no preço da commodity poderá corresponder à instabilidade em seus mercados, incluindo produtores, que podem sofrer alguns problemas, bem como a economia nacional. Nesse caso, os choques se dissipam rapidamente, o que torna o processo de reversão à normalidade ou padrão de equilíbrio acelerado.

Para o modelo TARARCH mais bem estimado, TARARCH (1,1), expresso na Tabela 6, o coe-

**Tabela 4.** Resultados da estimação do modelo ARCH.

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística Z	P-valor
C	0,00434	0,004394	0,987633	0,3233
AR(1)	-0,98257	0,021072	-46,62874	0,0000
MA(1)	1,331106	0,047458	28,04811	0,0000
MA(2)	0,359251	0,04428	8,113264	0,0000
Equação da variância				
C	0,003822	0,000111	34,29509	0,0000
RESID(-1)^2	0,257864	0,050151	5,141757	0,0000

**Tabela 6.** Modelo TARCh.

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística Z	P-valor
<b>Equação da variância</b>				
C	0,000574	0,0000835	6,880394	0,0000
RESID(-1)^2	0,058019	0,011822	4,907556	0,0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0,082659	0,013353	-6,190134	0,0000
GARCH(-1)	0,866995	0,021009	41,26769	0,0000

ficiente  $\gamma_1$  apresentou um valor de -0,082659. Assim, é confirmada a presença de assimetria, bem como a ausência de alavancagem pelo sinal negativo observado. Nesse caso, choques positivos e negativos possuem o mesmo impacto sobre a volatilidade.

## Conclusão

A estimação do modelo GARCH (1,1) mostrou que os coeficientes de reação da volatilidade e da persistência de volatilidade foram respectivamente de 0,251225 e 0,18782. Quando somados, esses coeficientes mostram que a persistência de riscos na série de retorno foi de 0,43905. Esse resultado mostra que os choques de volatilidade nos preços tendem a se dissipar rapidamente, ou seja, mudanças geradas no sistema de cadeia de fornecimento dessa oleaginosa, em específico, não representam grandes preocupações para os produtores e para a economia como um todo com relação ao preço do produto.

A estimação do modelo TARCh (1,1) indicou a presença de assimetria no parâmetro  $\gamma^1$ , corroborando o resultado proposto pelo modelo GARCH (1,1), mas não indicou a presença de alavancagem, o que pode ser explicado pelo crescimento recente da cultura no mercado e pela menor atividade dos especuladores em torno dela.

Os resultados encontrados para a oleaginosa soja, no estudo de Pereira et al. (2010), foram diferentes, apresentando a soma dos coeficientes de reação da volatilidade e da persistência de

volatilidade de 0,91932. Para o óleo de palma, no trabalho de Gontijo et al. (2009), os resultados da soma dos coeficientes de reação da volatilidade e da persistência de volatilidade foram de 0,954598. Em ambas as culturas, observou-se que choques de volatilidade nos preços tendem a continuar por um longo tempo, diferentemente do que foi visto na cultura do girassol.

A expansão do programa de biodiesel, baseado atualmente no óleo de soja e gordura animal, terá impacto, mesmo que indireto, na demanda por outras oleaginosas. Considerando-se a baixa volatilidade, esse fato pode servir de incentivo para a produção do girassol, que, associada à realização de políticas públicas agrícolas eficientes – seja do tipo participativas (para segmentos específicos como o Pronaf), seja convencionais (crédito agrícola) –, acabará por valorizar os preços, aumentando a lucratividade direta dos produtores e a indireta do país.

Futuras pesquisas poderão testar as demais commodities do mercado para a produção de biodiesel, no intuito de comparar as volatilidades dos preços para incentivar tais produções. Outra perspectiva seria analisar a transmissão de preços entre óleos vegetais na produção do biodiesel.

## Referências

ANP. Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Biocombustíveis:** biodiesel. Disponível em: <<http://www.anp.gov.br>>. Acesso em: 23 set. 2011.



- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, Lausanne, v. 31, n. 3, p. 307-327, Apr. 1986.
- CAMPOS, K. C.; CAMPOS, R. T. **Volatilidade de preços de produtos agrícolas: uma análise comparativa para soja, café, milho e boi gordo**. 2007. Disponível em: <www.sober.org.br/palestra/6/486.pdf>. Acesso em: 29 set. 2011.
- CAMPOS, K. C.; PIACENTI, C. A.; SILVA JÚNIOR, A. G. da. Agroenergia: a questão da volatilidade de preços e o efeito alavancagem dos produtos agrícolas. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, ano 16, n. 3, p. 34-48, jul./set. 2007.
- CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento [home page]**. Disponível em: <http://www.conab.gov.br>. Acesso em: 05 nov. 2011.
- CUNHA, C. A.; WANDER, A. E.; ARAÚJO, K. D. **Volatilidade dos preços recebidos pela cana-de-açúcar no Estado de São Paulo, 1995-2007**. 2009. Disponível em: <www.freewebs.com/awander/54.pdf>. Acesso em: 29 set. 2011.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- EMBRAPA. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária [home page]**. Disponível em: <http://www.embrapa.br>. Acesso em: 31 set. 2011.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, Oxford, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.
- GONTIJO, T. S.; SILVA JUNIOR, A. G. da; SARAIVA, M. B.; FERNANDES, E. A. Analyzing volatility in commodity markets: palm oil price during 1980 – 2008. In: INTERNATIONAL PENSA CONFERENCE, 7., 2009, São Paulo. **Proceedings...** São Paulo: USP, 2009. Disponível em: <http://www.pensaconference.org/vii\_pensa\_conference/flash/pdf/01/AGN%2057%20aprov.pdf>. Acesso em: 20/09/2011.
- GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- IAPAR. Instituto Agrônômico do Paraná. **Ação regionalizada na produção de oleaginosas: avanços da pesquisa e perspectiva futuras**. Disponível em: <http://www.iapar.br/arquivos/File/biodiesel/seminario270508/regionalizacao.pdf>. Acesso em: 5 nov. 2011.
- IPEA. **Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada [home page]**. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 30 set. 2011.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.
- PEREIRA, V. da F.; LIMA, J. E. de; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. J. de. **Volatilidade condicional dos retornos de commodities agropecuárias brasileiras**. 2010. Disponível em: <http://ojs.c3sl.ufpr.br/ojs2/index.php/economia/article/viewFile/14058/15130>. Acesso em: 29 set. 2011.
- 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. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 43, n. 1, p. 119-134, jan./mar. 2005.
- USDA. United States Department of Agriculture. Foreign Agriculture Service. **Oilseeds: world markets and trade**. Disponível em: <http://www.fas.usda.gov/psdonline/circulars/oilseeds.pdf>. Acesso em: 26 set. 2011.
- ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedasticity models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, n. 5, p. 931-955, Sep. 1994.