



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja¹

Washington Santos da Silva²

Thelma Sáfadi³

Luiz Gonzaga de Castro Júnior⁴

Resumo: Examinou-se o processo da volatilidade dos retornos de duas importantes *commodities* agrícolas brasileiras, o café e a soja, por meio de modelos da classe ARCH. Os resultados empíricos sugerem fortes sinais de persistência e assimetria na volatilidade de ambas as séries. Além disso, os resultados sugerem que a implementação de políticas que criem, facilitem o acesso e estimulem a utilização de instrumentos de *hedging* baseados no mercado podem ser estratégias adequadas para tais setores diante da persistência de choques e volatilidade pronunciadas constatadas para os retornos destas *commodities*

Palavras-chave: *commodities* agrícolas brasileiras, modelos ARCH, volatilidade.

Classificação JEL: C22, E32, Q11, Q14

¹ Gostaríamos de agradecer aos pareceristas anônimos cujas críticas e sugestões melhoraram substancialmente o artigo. O primeiro autor agradece o financiamento da FAPEMIG e da CAPES.

² Economista, Doutorando em Estatística na Universidade Federal de Lavras – wss@ufla.br

³ Profa. do Depto. de Ciências Exatas da Universidade Federal de Lavras – safadi@ufla.br

⁴ Prof. do Depto. de Administração e Economia da Universidade Federal de Lavras – lgcastro@ufla.br

Abstract: *We examine the volatility process of the returns of two important brazilian agricultural commodities, the coffee and soy, using models of the ARCH class. The empirical results suggest strong signs of persistence and asymmetry in the volatility of both series. Furthermore, the results suggest that the design of policies that create, facilitate the access and stimulate the use of market-based hedging devices can be proper strategies for such sectors in view of the persistence of shocks and the pronounced volatility found for the returns of these commodities.*

Key Words: *ARCH models, brazilian agricultural commodities, volatility.*

JEL Classification: *C22, E32, Q11, Q14*

1. Introdução

Este artigo apresenta uma análise empírica do processo de volatilidade do retorno de duas importantes *commodities* agrícolas brasileiras, o café e a soja. Examinam-se duas características determinantes de tal processo, a persistência de choques e assimetrias na volatilidade. Este tópico é particularmente importante para a economia brasileira, dada a expressiva importância econômica de tais *commodities*. Assim, a análise do padrão da volatilidade dos retornos gerados por estas *commodities* possui implicações importantes concernentes à formulação de políticas para o setor e performance econômica do país.

Conforme Swaray (2002), a origem da volatilidade difere para os diferentes tipos de *commodities*. No caso das *commodities* primárias, a volatilidade do preço surgiria, sobretudo, devido a distúrbios na oferta; enquanto para matérias-primas industriais, ela seria resultado de distúrbios na demanda. A interação de tais distúrbios com a demanda de curto de prazo e as elasticidades da oferta resultaria em acentuadas flutuações de preços.

Swaray (2002) escreve que é um fato comum assumir que informação de mercado e *hedging* são características que aplicam-se somente aos mercados financeiros e que a disponibilidade física seria o conceito similar nos mercados de *commodities* primárias. Entretanto, analisando-se os mercados de *commodities* primárias, pode-se constatar que informação, *hedging*, especulação e disponibilidade física seriam todos fatores cruciais

que influenciariam a volatilidade dos mercados de *commodities* primárias. Além disso, Herrman (1983) coloca que o aumento da volatilidade nos mercados de *commodities* primárias pode justificar o uso de processos baseados em informação para a modelagem do padrão de volatilidade do retorno de tais *commodities*.

Isto posto, neste artigo utilizam-se três variantes da classe de modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva, ARCH (de “*Autoregressive Conditional Heteroskedascitiy*”), para caracterizar e analisar a volatilidade das séries de retornos mensais do café e da soja. Pretende-se, assim, fornecer subsídios para o delineamento de estratégias adequadas para o gerenciamento do risco de variações nos preços (retornos) destas *commodities*.

2. Metodologia

2.1. Modelo econômico

Nesta seção formalizam-se os três modelos da família ARCH utilizados e os procedimentos de inferência adotados. Desde a introdução do modelo de heterocedasticidade condicional auto-regressiva no artigo seminal de Engle (1982), diversas variantes do modelo original têm sido propostas. Neste artigo serão estimadas três variantes muito utilizadas do modelo original, a saber, os modelos GARCH, EGARCH e TARCH. A variância condicional fornecida por estes modelos é utilizada como *proxy* para a volatilidade do retorno das *commodities* consideradas.

O modelo original de Engle (1982) pode ser descrito em termos da distribuição dos erros de um modelo auto-regressivo linear dinâmico. Seja P_t o preço de uma *commodity* no período t e $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ o retorno composto continuamente gerado pela *commodity* no período entre $t-1$ e t . Suponha-se que os retornos gerados possam ser descritos pelo seguinte processo auto-regressivo de ordem k :

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

O modelo ARCH (p), em que p denota a ordem do modelo, expressa a variância condicional do modelo anterior para a média condicional como uma função das inovações quadráticas passadas,

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = E[\varepsilon_t^2 \mid \Omega_{t-1}] = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (3)$$

em que σ_t^2 denota a variância condicional dado o conjunto de informações disponível em $t-1$, denotado por Ω_{t-1} . As restrições paramétricas $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ para todo $i = 2 \dots p$ e $\sum \alpha_i < 1$ são necessárias para assegurar que a variância condicional seja positiva e fracamente estacionária. Note-se que as inovações, denotadas por ε_t , são não correlacionadas serialmente mas não estocasticamente independentes, posto que são relacionadas em seus segundos momentos. Seguindo o modelo original de Engle (1982) assumiu-se que a distribuição condicional das inovações é gaussiana.

A literatura econométrica sobre qual o conjunto de informações utilizado pelos agentes nos mercados para formar suas expectativas é vasta. Bollerslev (1986) propôs uma generalização do modelo ARCH (p) dado em (3) de forma a ampliar o conjunto de informação utilizado e obter uma formulação mais parcimoniosa. Seu modelo para a variância condicional é formalizado por

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2. \quad (4)$$

O modelo em (4) é denominado GARCH (p,q) (de “*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*”) em que p representa a ordem do componente ARCH e q a ordem do componente GARCH. Em outras palavras, o modelo GARCH (p,q) descreve a volatilidade (i.e, variância condicional) de uma série de retornos como dependendo de uma constante, de informações defasadas da volatilidade (isto é, os termos ε_{t-i}^2) e de variâncias previstas passadas (os termos σ_{t-j}^2). Conforme Swaray (2002), a inclusão de variâncias condicionais defasadas pode capturar a “aprendizagem adaptativa” que caracteriza o processo. Bollerslev et al. (1994) colocam que a especificação mais robusta verificada nas aplicações é a do modelo GARCH (1,1):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2. \quad (5)$$

A vantagem desta especificação é que ela contém poucas restrições

nos parâmetros. As condições para a variância do processo ser positiva e fracamente estacionária são $\alpha_0, \alpha_1 > 0$; $\beta_1 > 0$ e $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. A persistência de choques na volatilidade da série de retornos gerada por uma *commodity* é medida pela soma de α_1 e β_1 . Quanto mais próxima de um for a soma, maior o tempo que um choque na série levará para dissipar-se.

Nos mercados financeiros, observa-se que períodos de quedas nos preços são frequentemente seguidos por períodos de intensa volatilidade, enquanto que em períodos de alta nos preços a volatilidade não é tão intensa. Tal fato é denominado “efeito alavancagem”, sendo que, em geral, choques positivos e negativos tendem a ter impactos diferenciados sobre a volatilidade. Estas assimetrias na volatilidade podem ser capturadas por duas variantes do modelo GARCH, o modelo TARCH de Zakoian (1994) e o modelo EGARCH de Nelson (1991). A variância condicional do modelo TARCH (1,1) (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) pode ser formalizada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2, \quad (6)$$

em que a variável binária assume o valor $d_{t-1} = 1$, se $\varepsilon_{t-1} < 0$, e $d_{t-1} = 0$ caso contrário. Não há assimetria na variância se $\gamma_1 = 0$. Condições adversas do mercado e informações negativas (i.e, $\varepsilon_{t-1} < 0$), como previsões de geadas, secas ou instabilidade política, têm um impacto de $\alpha_1 + \gamma_1$. Informações positivas (i.e, $\varepsilon_{t-1} > 0$), como boas condições da demanda por exemplo, têm impacto α . Se $\gamma_1 > 0$, há evidências do efeito alavancagem.

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:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}, \quad (7)$$

observando que não há assimetria na volatilidade quando $\gamma_1 = 0$. Segundo Issler (1999), isto constitui um procedimento de teste para o efeito da assimetria. Se $\gamma_1 \neq 0$, há um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se $\gamma_1 < 0$, há o denominado “efeito alavanca-

gem” definido anteriormente. A persistência de choques na volatilidade é medida pelo parâmetro β_1 .

O método empregado usualmente para a estimação dos modelos apresentados anteriormente é o da máxima verossimilhança após adotar-se uma distribuição paramétrica para as inovações. Uma hipótese geralmente utilizada é a de que as inovações sejam gaussianas. Esta é uma hipótese justificável, posto que Bollerslev & Wooldridge (1992) mostraram que os estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros de um modelo GARCH, assumido-se inovações gaussianas, são consistentes ainda que a verdadeira distribuição não seja gaussiana. Para atingir tal consistência, necessita-se utilizar a matriz de variância-covariância corrigida, proposta por Bollerslev & Wooldridge (1992), correção utilizada neste trabalho.

Conforme Issler (1999), para implementar a estimação por máxima verossimilhança, primeiro decompõe-se a densidade conjunta da amostra (r_1, \dots, r_T) recursivamente, como um produto das densidades condicionais para formar:

$$f(r_1, \dots, r_T; \theta) = \prod_{t=1}^T f(r_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-k}; \theta), \quad (8)$$

em que θ é o vetor de parâmetros da densidade conjunta, r_t é um vetor que contém a variável explicada e T o número de observações. O condicionamento em relação às observações pré-amostrais está implícito. Assumindo-se, por exemplo, normalidade condicional para as inovações ε_t do modelo GARCH (p, q) , tem-se que:

$$f(r_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-k}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_t} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}\right). \quad (9)$$

Com a especificação correta da forma funcional de $f(r_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-k}; \theta)$, a função de verossimilhança condicional e derivada da normal pode ser escrita como:

$$\ln(L(\theta; \cdot)) = \sum_{t=1}^T \ln f(r_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-k}; \theta) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}. \quad (10)$$

A função (10) é maximizada por métodos numéricos, sujeita às res-

trições de negatividade necessárias. Neste trabalho utilizou-se o método de Marquardt.(1963). Além disso, deve-se fornecer valores iniciais para o vetor de parâmetros θ e para as séries ε_t^2 e σ_t^2 .

Para testar-se a presença de heterocedasticidade condicional auto-regressiva utilizou-se o teste do tipo multiplicador de Lagrange proposto por Engle (1982); a estatística de teste possui distribuição qui-quadrado. Assim, comparando-se o valor calculado desta estatística com a entrada apropriada de uma distribuição qui-quadrado, pode-se testar a hipótese nula de não haver evidência de heterocedasticidade condicional.

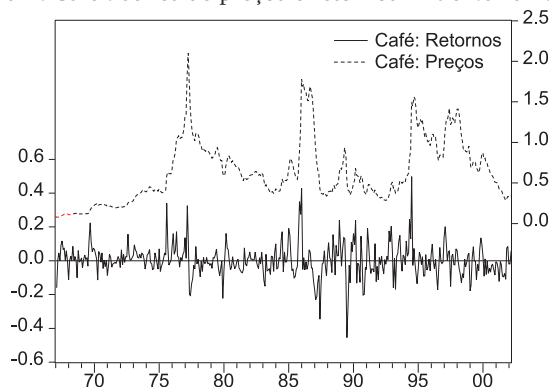
2.2. Dados

Os dados utilizados são a série de preços mensais à vista em dólares (preço/kg) do café em coco pagos ao produtor. A série abrange o período de janeiro de 1967 a abril de 2002, com um total de 423 observações, e a série de preços mensais à vista em dólares (preço/tonelada métrica) da soja em farelo; o período coberto abrange janeiro de 1957 a março de 2002, totalizando 543 observações. Os dados foram obtidos na base de dados mantida na internet pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (www.ipeadata.gov.br), tendo a série de preços do café, que originalmente estava em reais, sido convertida para dólares. Posto que desejava-se modelar a volatilidade dos retornos gerados pelas duas *commodities*, calcularam-se os retornos instantâneos compostos continuamente por $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$. Conforme Tsay (2002) existem duas razões principais para trabalhar-se com retornos em vez de preços. A primeira é que para investidores (produtores) médios, o retorno de um ativo é um sumário completo e independente da escala da oportunidade de investimento. Segundo, séries de retornos são mais fáceis de manipular que séries de preços, dado que as primeiras têm propriedades estatísticas mais tratáveis.

3. Resultados e discussões

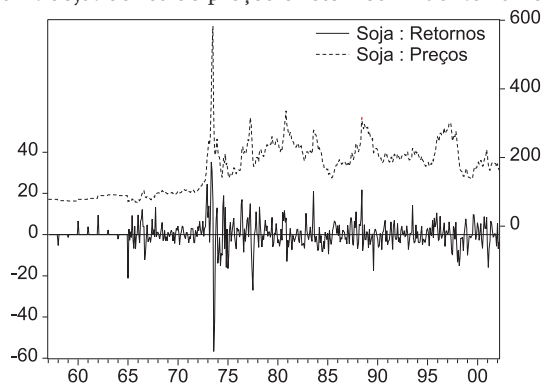
A Figura 1 ilustra o comportamento das séries de preços e retornos do café no período considerado. A Figura 2 representa o comportamento das séries de preços e retornos para o caso da soja no período sob análise.

Figura 1. Café : séries de preços e retornos – 1967:01 a 2002:03.



Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 2. Soja: Séries de preços e retornos – 1957:01 à 2002:03.



Fonte: Elaborada pelos autores.

Algumas estatísticas descritivas básicas para os retornos do café e da soja são reportadas na Tabela 1. A Tabela 2 contém algumas estimativas dos coeficientes das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial para os retornos e retornos quadráticos da soja e do café.

Tabela 1. Estatísticas descritivas

Estatísticas	Café	Soja
Retorno mensal médio (%)	0,0031	0,0015
Assimetria	0,4843	-1,1067
Curtose	7,7005	18,5146
Desvio padrão incondicional	0,0946	0,0661

Fonte: Elaborada pelos autores.

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

Retornos	Café	Soja	Retornos Quadráticos	Café	Soja
$a_1(p_1)^*$	0,398(0,398)	0,313(0,313)	$a_1(p_1)$	0,196(0,196)	0,445(0,445)
$a_2(p_2)$	0,184(0,031)	-0,05(-0,16)	$a_2(p_2)$	0,169(0,136)	0,219(0,025)
$a_3(p_3)$	0,030(-0,064)	-0,21(-0,16)	$a_3(p_3)$	0,037(-0,019)	0,349(0,303)
$a_4(p_4)$	-0,069(-0,078)	-0,10(0,018)	$a_4(p_4)$	0,012(-0,015)	0,179(0,112)
$a_5(p_5)$	-0,064(-0,078)	0,069(0,077)	$a_5(p_5)$	0,008(0,007)	0,083(0,020)
$2/\sqrt{T}^{**}$	0,0971	0,0858	$2/\sqrt{T}^{**}$	0,0971	0,0858

* a_i e p_i denotam os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial da i -ésima ordem, respectivamente.

** Limite assintótico da função de autocorrelação

Fonte: Elaborada pelos autores.

O coeficiente de curtose amostral evidencia que ambas as séries de retornos são leptocúrticas em relação à distribuição normal, o que, juntamente com uma inspeção visual nas Figuras 1 e 2, revela que ambas as séries de retornos exibem sinais de heterocedasticidade e de agrupamento da volatilidade, características compartilhadas com as séries financeiras.

Os coeficientes de autocorrelação estimados revelaram um padrão previsível para a média condicional dos retornos do café e da soja. As autocorrelações estimadas para os retornos quadráticos de ambas as séries também exibem sinais de previsibilidade, uma evidência de efeitos ARCH. Para confirmar as evidências de que a volatilidade das séries de retorno possui um padrão ARCH, efetuou-se o teste do tipo multiplicador de Lagrange, proposto por Engle (1982) nos resíduos dos modelos AR ajustados para a média condicional dos retornos. Os p-valores do teste estão reportados na Tabela 3.

Tabela 3. Teste ARCH de Engle (1982).

Resíduos / AR (1) – Café		Resíduos / AR (1) – Soja	
Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,0142	5	0,0000
5	0,0149	10	0,0000
20	0,0281	25	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme os p-valores reportados, o teste para efeitos ARCH de EN-GLE (1982) fornece fortes evidências contra a hipótese nula de não haver heterocedasticidade condicional na volatilidade de ambos os modelos.

Com base nestes resultados, ajustou-se uma série de modelos para a média condicional de ambas as séries. Para a série de retornos do café, o melhor modelo foi um AR(1) para todos os modelos da classe ARCH na variância, enquanto que para a série de retornos da soja o melhor modelo foi um AR(1) para os modelos GARCH(1,1), TARCH(1,1) e TARCH(1,2) na variância, e um AR(2) incompleto para o modelo EGARCH(1,1). Os erros padrões dos parâmetros de ambos os modelos foram estimados pelo procedimento de Newey & West (1987). Assim, são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação no processo do resíduo. Este fato contradiz a hipótese de eficiência dos mercados, no entanto, Issler (1999) coloca que autocorrelações espúrias podem ocorrer pela falta de comércio contínuo. Posto que os dados possuem frequência mensal, esta pode ser uma explicação para o padrão de previsibilidade encontrado para a média condicional dos retornos.

O passo seguinte foi modelar a volatilidade dos retornos condicionais da soja e do café, levando em consideração o padrão heterocedástico da volatilidade. Isto foi implementado ajustando-se os modelos GARCH, EGARCH e TARCH à volatilidade dos modelos ajustados para a média condicional dos retornos. Dado que adotou-se a hipótese de normalidade dos resíduos dos modelos ajustados para a média condicional dos retornos na estimação dos modelos e considerando a evidência de não normalidade fornecida pelo teste de Jarque & Bera (1987) para os resíduos de ambos os modelos (p-valor = 0,000), adotou-se a matriz de variância-covariância corrigida proposta por Bollerslev & Wooldridge (1992), no procedimento de estimação dos modelos da classe ARCH.

Os resultados da estimação para a média condicional e a volatilidade dos retornos do café estão reportados na Tabela 4. A soma dos parâmetros α_1 e β_1 no modelo GARCH(1,1) foi igual a 0,88, indicando que um choque na série dos retornos do café terá efeito por vários períodos na volatilidade destes retornos. O modelo EGARCH (1,1) fornece evidência de assimetria na volatilidade dos retornos do café, posto que o coeficiente do termo $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ mostrou-se significativo aos níveis usuais de significância. Assim, choques positivos e negativos têm impacto distinto sobre a volatilidade,

entretanto, não há evidência do efeito alavancagem. A persistência de choques na volatilidade dos retornos, captada pelo termo $\ln(\sigma_{t-1}^2)$, foi de 0,97, próxima da captada pelo modelo GARCH (1,1). O modelo TARCH (1,1) confirma a assimetria evidenciada pelo modelo EGARCH (1,1), posto que o parâmetro associado ao termo $d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ mostrou-se significativamente diferente de zero e também não fornece evidência do efeito alavancagem. Os indicadores da qualidade do ajuste mostraram que todos os modelos ajustados tiveram um desempenho bastante adequado.

Tabela 4. Café - Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste

Estimativas				Qualidade do ajuste			
Especificação				Indicadores	GARCH	EGARCH	TARCH
Média	AR	AR	AR	ln (L)	454,2	459,8*	457,2
Constante	-	-	-	CIS	-2,100	-2,113*	-2,100
AR(1)	0,38(7,02)	0,38(7,6)	0,39(7,6)	Erro padrão	0,0868*	0,0869	0,0869
-	-	-	-	ARCH(1)	0,559	0,794	0,794
Variância	GARCH	EGARCH	TARCH	ARCH(5)	0,678	0,848	0,849
α_0	0,01(2,9)	-0,26(-2,5)	0,00(3,3)	ARCH(20)	0,025	0,195	0,193
ε_{t-1}^2	0,19(4,37)		0,12(4,88)				
σ_{t-1}^2	0,683(8,35)		0,88(29,8)				
$d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$			-0,11(-3,5)				
$ \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} $		0,12(3,01)					
$\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$		0,08(4,4)					
$\ln(\sigma_{t-1}^2)$		0,97(61,8)					

Notas:

1. Estatística t entre parênteses, calculada ao com base em $\alpha = 0,05$
- 2.* denota o melhor modelo segundo o critério em questão.
- 3 ARCH (lag) denota que o teste foi efetuado até o lag entre parênteses.
4. CIS é o critério de informação de Schwartz.
5. ln(L) denota a máxima log-verossimilhança do modelo estimado.
6. Erro padrão denota o erro padrão do modelo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados da estimação para a média condicional e a volatilidade dos retornos da soja estão reportados na Tabela 5. O somatório dos parâmetros α_1 e β_1 do modelo GARCH (1,1) foi 0,956, indicando elevada persistência de choques sobre a volatilidade dos retornos da soja.

Tabela 5. Soja - Resultados da estimação dos modelos e medidas da qualidade do ajuste

Estimativas				Qualidade do ajuste			
Especificação				Indicadores	GARCH	EGARCH	TARCH
Média	AR	AR	AR	ln (L)	-1640,1	-1633,1	-1629,6*
Constante	-	-	-	CIS	3,729*	3,838	3,738
AR(1)	0,22(3,55)	-	0,86(27,1)	Erro padrão	6,331	6,649	6,326*
AR(2)	-	-0,001(0,00)	-	ARCH(5)	0,876	0,315	0,655
Variância	GARCH	EGARCH	TARCH	ARCH(10)	0,985	0,366	0,914
α_0	1,59(1,44)	0,09(2,3)	1,26(1,5)	ARCH(15)	0,999	0,439	0,989
ε^2_{t-1}	0,15(2,05)		0,19(2,23)				
ε^2_{t-2}			-0,09(1,7)				
σ^2_{t-1}	0,809(12,7)		0,85(19,8)				
$d_{t-1} \cdot \varepsilon^2_{t-1}$			-0,17(4,7)				
$ \varepsilon_{t-1} /\sigma_{t-1}$		0,07(0,8)					
$\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$		0,13(2,6)					
$\ln(\sigma^2_{t-1})$		0,95(53,3)					

Notas:

1. Estatística t entre parênteses, calculada com base em $\alpha = 0,05$
2. * denota o melhor modelo segundo o critério em questão.
3. ARCH (lag) denota que o teste foi efetuado até o lag entre parênteses.
4. CIS é o critério de informação de Schwartz.
5. ln(L) denota a máxima log-verossimilhança do modelo estimado.
6. Erro padrão denota o erro padrão do modelo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A elevada persistência de choques é confirmada pelo modelo EGARCH (1,1), posto que o coeficiente estimado do termo $\ln(\sigma^2_{t-1})$ foi 0,95. A as-

simetria de choques sobre a volatilidade é confirmada tanto pelo modelo EGARCH (1,1), posto que o coeficiente estimado associado ao termo $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ mostrou-se significativo, quanto pelo modelo TARCH (1,1), visto que o parâmetro estimado relacionado ao termo $d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ mostrou-se significativamente diferente de zero. Novamente, as medidas da qualidade do ajuste observadas evidenciaram um bom desempenho dos modelos estimados.

Os resultados empíricos sugerem que um choque que gere um declínio do preço e, portanto dos retornos, de tais *commodities* pode implicar em vários períodos de intensa volatilidade nos mercados destas *commodities* que, por sua vez, podem gerar perdas consideráveis para os respectivos setores e para a economia, devido à assimetria, que implica que choques negativos podem ter um impacto maior que choques positivos, e à persistência de choques sugerida pelos modelos estimados (cuja implicação é a de que choques sobre a volatilidade podem levar vários períodos para dissiparem-se).

Conforme Swaray (2002), a inadequabilidade de esquemas de estabilização dos mercados de *commodities* geralmente implementados por países dependentes das receitas provenientes destas *commodities*, juntamente com a ineficiência dos acordos internacionais elaborados por instituições que congregam os países produtores, sugerem o uso de instrumentos de *hedging* baseados no mercado para o gerenciamento do risco inerente a estes mercados. Esta proposição de política é também sugerida pelo Banco Mundial (1999), segundo o qual a facilitação do acesso, pelos países menos desenvolvidos, aos mercados futuros existentes e o delineamento, quando possível, de bolsas e instrumentos de mercado apropriados para o *hedging* do risco das *commodities* seriam as melhores respostas diante da instabilidade verificada dos preços das principais *commodities*. Voituriez (2001) afirma que mercados incompletos, mercados para os quais não é possível efetuar *hedging* para todos os riscos, implicam em ineficiência. Assim, a obtenção de mercados completos deveria ser o próximo passo lógico na agenda do comércio global caso objetive-se a eficiência e para que todos os benefícios do livre comércio sejam realizados.

Portanto, do ponto de vista do *hedging*, a persistência e a assimetria sugeridas pelos resultados obtidos fornecem subsídios para que instrumentos financeiros, como futuros, opções, entre outros, sejam analisados como instrumentos potenciais que podem diminuir a exposição à volatilidade noticiada e, portanto, ao risco envolvido nos mercados de *commo-*

dities considerados. Brown et al. (2002) analisaram dados de preços do café brasileiro à vista e no mercado futuro, utilizando uma modelagem que envolvia o uso de modelos GARCH e de um vetor auto-regressivo e encontraram evidências de que a atividade de *hedging* baseada em contratos futuros para o café pode ter um impacto positivo no mercado à vista brasileiro, isto é, reduzindo as flutuações e a volatilidade dos preços e, portanto, dos retornos no mercado à vista.

Aguiar et al. (2003) analisaram a efetividade do *hedging* baseado em contratos futuros para os produtos do complexo soja e reportaram resultados favoráveis para o mercado de grãos, conquanto a baixa liquidez deste mercado. Entretanto, o mesmo não verificou-se para o farelo e óleo de soja, em que se faz necessário o *cross-hedge*, posto que não existem contratos futuros disponíveis para estes produtos. Os resultados obtidos por Aguiar et al. (2003) são consistentes com a proposição de Voituriez (2001), que postula a necessidade de medidas que levem à criação de mercados completos.

Os resultados ressaltam a necessidade de políticas que criem, facilitem e estimulem o acesso dos produtores destas *commodities* a instrumentos de *hedging* baseados no mercado, uma vez que existem evidências de que a utilização destes instrumentos pode minimizar a exposição à volatilidade pronunciada destes mercados.

4. Conclusão

Neste estudo efetuou-se uma análise empírica da volatilidade dos retornos de duas importantes *commodities* agrícolas brasileiras, o café e a soja, utilizando modelos da classe ARCH.

Os resultados empíricos evidenciaram um comportamento semelhante da volatilidade das duas séries. Tanto a volatilidade dos retornos do café quanto a da soja mostraram fortes sinais de assimetria na volatilidade, indicando que choques negativos e positivos têm impacto diferenciado sobre a volatilidade dos retornos, fatos comprovados pelos modelos GARCH, EGARCH e TARCH gaussianos. Verificou-se que choques sobre ambas as séries tendem a repercutir por longos períodos. A situação do mercado cafeeiro nos últimos anos fornece evidências a favor deste resultado, pois parece ter havido um choque de oferta positivo que derrubou

o preço. O efeito de tal choque sobre a volatilidade, pelos resultados empíricos, tende a levar vários períodos para dissipar-se.

No que tange às implicações sobre formulação de políticas, os resultados empíricos sugerem que a criação e o fomento da utilização de instrumentos de *hedging* baseados no mercado podem ser estratégias adequadas diante da grande volatilidade e persistência acentuada de choques sobre a volatilidade verificadas para os retornos destas *commodities*.

5. Referências Bibliográficas

AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. & SILVA, A. R. “Hedge com contratos futuros no complexo soja brasileiro: BM&F vs. CBOT”, **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.41, n. 2, p.279-300, 2003.

BOLLERSLEV, T. “Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity”, **Journal of Econometrics**, v.31, 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.

BOLLERSLEV, T. & WOOLDRIDGE, J. M. “Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances”, **Econometric Reviews**, v.11, n.2, p.143-172, 1992.

BROWN, C. J.; CURCI, R. & TIVELLI, S. W. “Coffee futures trading and cash market volatility”, **Working Paper**, College of Business Administration, University of Texas Pan American, 2002.

ENGLE, R. F. “Autorregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, v.50, n.4, p.987-1007, 1982.

HERRMANN, R. “The Effects of Partial International Price Stabilization on the Stability of National Export Earnings”, **The Developing Economies**, v.21, p.207-224, 1983.

ISSLER, J.V. “Estimating and Forecasting the Volatility of Brazilian Finance Series Using ARCH Models”, **The Brazilian Review of Econometrics**, v.19, n.1, p.5-56, 1999.

JARQUE, C. & BERA, A. “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals”, **International Statistical Review**, v.55, p.163-172, 1987.

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.

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

NEWBY, W. & WEST, K. “A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix ”, **Econometrica**, v.55, p.703-708, 1987.

SWARAY, R. B. “Volatility of Primary Commodity Prices: Some Evidence from Agricultural Exports in Sub-Saharan Africa”, **Discussion Papers in Economics**, n.2002/06, University of York, 2002.

TSAY, R. S. **The analysis of financial time series**. New York: J. WILEY, 2002.

VOITURIEZ, T. “What explains price volatility changes in commodity markets? Answers from the world palm-oil market”, **Agricultural Economics**, v.25, p.295-301, 2001.

BANCO MUNDIAL. International task force on commodity risk management in developing countries. **Final Discussion Paper**. The World Bank, Washington, DC, 1999.

ZAKOIAN, J.M. “Threshold Heteroskedasticity Models”, **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p.931-955. 1994.