

---

# Volatilidade condicional dos retornos de *commodities* agropecuárias brasileiras

---

Vanessa da Fonseca Pereira<sup>1</sup>

João Eustáquio de Lima<sup>2</sup>

Marcelo José Braga<sup>3</sup>

Talles Girardi de Mendonça<sup>4</sup>

**Resumo:** O objetivo deste estudo foi analisar, comparativamente, os retornos privados de três *commodities* importantes para o agronegócio brasileiro: soja, café e boi gordo. Para fornecer informações úteis à tomada de decisão dos produtores e direcionar o estabelecimento de políticas governamentais, as análises enfatizaram o risco de mercado, medido pelo comportamento condicional da variância. Foram utilizados os modelos autorregressivos com heterocedasticidade condicional (ARCH) e, de forma complementar, estimou-se o *Value-at-Risk* (VaR), para o período entre os dias 30/07/1997 e 12/11/2008. Após confirmação de que a variabilidade dos retornos dos três produtos possui dependência condicional, os resultados indicaram elevada persistência na resposta aos choques na variância. Observou-se que os retornos de café e soja caracterizam-se por respostas assimétricas aos choques positivos e negativos, embora o efeito alavancagem não tenha sido identificado. As medidas do VaR mostraram maior potencial de perda para os produtores de café, seguidos pela soja e pelo boi gordo.

**Palavras-chave:** Modelos ARCH; *Value-at-Risk*; produtos agropecuários brasileiros.

## *Conditional volatility of the returns from Brazilian agricultural commodities*

<sup>1</sup> Doutoranda em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: vanessadafonsecapereira@gmail.com

<sup>2</sup> Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: jelima@ufv.br

<sup>3</sup> Professor Associado do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mjbraga@ufv.br

<sup>4</sup> Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: tallesgm@yahoo.com.br

**Abstract:** The aim of this study was to comparatively analyze the private returns from three important commodities to the Brazilian agribusiness: soybeans, coffee and live cattle. In order to supply useful information to farmers' decision making and to support the governmental policy establishment, the analyses emphasized the market risk, evaluated from the variance conditional behavior. The autoregressive conditional heteroscedasticity models (ARCH) were used and, in a complementary way, Value-at-Risk (VaR) was estimated. After the confirmation that the variability of the returns from the three products has conditional dependency, the results indicated high persistence in the answers to the variance shocks. It was observed that the returns from coffee and soybeans are characterized by asymmetric answers to the positive and negative shocks, although the leverage effect was not identified. The VaR measures showed bigger loss potential to the coffee producers, followed by the soybeans and by the live cattle.

**Keywords:** ARCH models; Value-at-Risk; Brazilian agricultural products.

JEL: Q11

## 1. Introdução

A atividade agropecuária está sujeita a diferentes fontes de risco, relativas a aspectos climáticos, sazonalidade, incidentes como pragas e doenças e percepção dos produtos. Ademais, há os fatores inerentes a quaisquer atividades econômicas, como as variáveis financeiras, econômicas, mercadológicas, políticas, legais, sociais e tecnológicas, entre outras.

Segundo Swaray (2002), a origem da volatilidade é diferente de acordo com o grupo de *commodity*. No caso das *commodities* agrícolas, a volatilidade origina-se, principalmente, de distúrbios da oferta. As flutuações de demanda, de um ano para outro, por exemplo, sofrem somente modificações moderadas, ao passo que a oferta flutua consideravelmente, de acordo com variáveis climáticas e técnicas da cultura, além das expectativas e dos movimentos especulativos. Assim, esses distúrbios, combinados com a elasticidade de oferta e demanda de curto prazo, ocasionam flutuações de preços acentuadas.

Nesse contexto, esta pesquisa analisa os riscos de preço (ou de mercado), considerando somente os aspectos a montante, ou seja, as variações ocorridas nos preços recebidos pelos produtores.

Nesta análise são selecionadas as *commodities* soja, café e boi gordo, as quais apresentam expressiva relevância no contexto agropecuário brasileiro e destacam-se nos seus respectivos mercados internacionais. Segundo dados da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) (2008), as culturas da soja e do café representaram, ao longo de 2008, 17,7% e 5,0% do valor bruto da produção agropecuária brasileira. Já a produção de rebanho bovino foi responsável por 18,6% do valor bruto gerado pela agropecuária brasileira, no mesmo período. Em conjunto, as três *commodities* responderam por 41,3%

do valor bruto da produção agropecuária brasileira. Esse volume significativo de produção é responsável pelo posicionamento do país no *ranking* produtivo agropecuário internacional. Dados da Food and Agriculture Organization (FAO), relativos ao ano de 2007, relacionam o Brasil como o maior produtor mundial de café, com uma parcela de 31,4%, e o segundo maior produtor mundial de soja e boi gordo, com parcelas de 26,5% e 15,8% da produção total, respectivamente.

Deve-se destacar que as flutuações de preços podem inviabilizar todo o processo produtivo, visto que uma queda na remuneração pelo produto pode tornar os resultados do negócio negativos, mesmo em situações de eficiência produtiva e produtividade elevada. A princípio, sabe-se que a incerteza sobre preços futuros tende a reduzir os investimentos, porque aumenta a possibilidade de que, *ex-post*, os recursos vão estar mal alocados quando os preços (relativos) forem realizados. Assim, estudos empíricos existentes sugerem forte e negativa relação entre incerteza de preço e investimento (Claessens & Duncan 1993). Adicionalmente, essas oscilações tendem a resultar em efeitos sobre a renda dos produtores. Portanto, a mensuração do risco, como a variabilidade dos retornos, é uma variável importante para a tomada de decisão dos produtores, além de ser uma informação-chave para os especuladores e *hedgers*.

Por outro lado, a expressiva participação dessas *commodities* no contexto agropecuário brasileiro faz com que as flutuações de seus preços apresentem efeitos maiores, interferindo no resultado do agronegócio brasileiro como um todo. Desse modo, constata-se que análises de risco de preços são relevantes, em relação à performance dos produtores e, ainda, ao desempenho econômico do agronegócio do país.

Swaray (2002) destacou que a persistência na resposta dos choques e na volatilidade é uma característica vital dos preços de *commodities* agrícolas. Assim, torna-se necessária, além da identificação dos processos que são seguidos pelos retornos ao longo do tempo, a modelagem do comportamento das oscilações e de suas respostas às inovações inesperadas. Nesse contexto, as medidas de risco utilizadas no presente estudo apresentam informações mais úteis às decisões de gestão do risco, uma vez que incorporam a persistência das respostas aos choques, ao invés de abordar as variações de forma incondicional. Em se tratando de ciclos produtivos e de preço proeminentes, a consideração da persistência dos choques é essencial para compreender o comportamento dos retornos, uma vez que é possível captar os períodos de concentração de baixa volatilidade ou de alta volatilidade.

Portanto, neste trabalho são feitas a caracterização e a análise dos retornos das *commodities*, com enfoque no comportamento da volatilidade e nas perdas potenciais. Pretende-se, assim, fornecer informações relevantes à tomada de decisão dos produtores e dos agentes dos mercados, permitindo uma comparação entre os produtos, no que diz respeito ao risco de preço.

Para tanto, após esta introdução, seguem-se quatro seções. Na segunda seção, discorre-se acerca da volatilidade de *commodities* agrícolas brasileiras e são destacados trabalhos anteriores sobre o tema. A terceira seção apresenta a metodologia utilizada, na qual descrevem-se os dados e o modelo econométrico. Em seguida, discorre-se acerca dos resultados e, por fim, são apresentadas as conclusões.

## **2. *Commodities* agrícolas brasileiras e volatilidade**

Produção e preço de *commodities* são variáveis naturalmente relacionadas. Por um lado, o nível de preços pode interferir nas decisões de produção e investimento dos produtores, por meio da geração de expectativas otimistas ou pessimistas. Por outro lado, os preços são definidos pela produção, uma vez que o cruzamento da oferta disponível com a demanda é responsável por determinar o preço. Devido a essa ligação, os ciclos produtivos possuem significativo efeito sobre a definição dos valores pagos pelos produtos agrícolas. Nesse contexto, café e boi gordo destacam-se por apresentar ciclos produtivos marcados por fortes oscilações; consequentemente, os preços caracterizam-se por elevada volatilidade.

Especificamente em relação ao processo produtivo do boi gordo, Igreja (1987), citado por Silveira (2002), destacou a existência de dois ciclos. O primeiro, ligado às variações estacionais ocorridas durante o ano agrícola, está diretamente relacionado com o aspecto sazonal da produção de forrageira, de modo que depende dos períodos “das águas” e “da seca”. Em decorrência desse ciclo, tem-se o período da safra, no primeiro semestre, e da entressafra, no segundo (Sachs & Pinatti 2007). O segundo é o ciclo plurianual, cuja origem são as expectativas dos agentes do sistema produtivo em relação ao preço do boi gordo no futuro.

Similarmente, Bacha (1998) ressaltou a existência de três tipos de comportamentos cíclicos dos preços e produção da cafeicultura brasileira: os ciclos intra-anual, plurianual e o bienal. O primeiro é caracterizado pelo fato de o mercado cafeeiro não gerar produção contínua ao longo do ano, definindo-se as fases de safra e entressafra, ou seja, a sazonalidade da produção. O ciclo plurianual refere-se às variações de preços e produção apresentadas pela cultura ao longo dos anos, em decorrência da necessidade de tempo entre o plantio, o início da colheita e a maturidade da produção. Já o ciclo bienal representa as significativas flutuações de volume produzido de um ano para outro, graças às características fisiológicas do cafeeiro.

Em função dos ciclos produtivos marcantes, *a priori*, espera-se que os preços pagos pelo café e pelo boi gordo sejam mais voláteis que os pagos pela soja. Nesse contexto, destacam-se trabalhos empíricos que enfocaram a volatilidade dos preços de *commodities* agrícolas no Brasil. Silva *et al.* (2005) analisaram

a volatilidade da soja e do café, por meio da modelagem da variância como um processo autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH). Com base nos preços mensais, entre janeiro de 1967 e abril de 2002, os autores identificaram expressiva persistência dos choques, para ambos os produtos.

Também com base nos modelos ARCH, Campos (2007) estudou a volatilidade condicional dos retornos mensais da soja, café, milho e boi gordo, entre janeiro de 1967 e julho de 2006. Como resultado, esse autor ratificou a existência de comportamento condicional da variância dos preços dos produtos selecionados, de forma que a persistência dos choques ocorridos é maior sobre as cotações do boi gordo, seguido, respectivamente, pelo café, soja e milho.

Diante da literatura mencionada, o presente trabalho destaca-se por utilizar as medidas da volatilidade condicional, também obtidas por meio dos modelos ARCH, como base para o cálculo do *Value-at-Risk*. Assim, além das análises usuais da variabilidade dos preços e persistência dos choques, são feitas análises do risco de preços das três *commodities* de acordo com as perdas potenciais. Nesse sentido, espera-se fornecer uma avaliação mais completa do risco de mercado da soja, café e boi gordo, uma vez que o conhecimento das perdas extremas é informação relevante para a gestão do risco, que não foi apresentada nos trabalhos anteriores.

Ademais, optou-se por utilizar a periodicidade semanal, e não mensal, com vistas em captar a variabilidade dos preços com maior precisão. Ainda em comparação com a literatura destacada, adotou-se um período menor de análise, uma vez que o padrão da volatilidade dos preços pode ser modificado ao longo do tempo, devido a alterações nos mercados, nos sistemas produtivos e na comercialização.

### **3. Metodologia**

#### **3.1. Modelo Econométrico**

De acordo com Bueno (2008), os modelos autorregressivos com heterocedasticidade condicional surgiram, principalmente, porque os modelos econométricos de séries temporais consideravam apenas o primeiro momento condicional. As dependências temporais de ordens superiores eram consideradas perturbações aleatórias, incorporadas em seus momentos incondicionais. Entretanto, o autor afirmou que essas dependências expressam a existência de aglomerações na série e a alternância de períodos de baixa volatilidade com períodos de alta volatilidade.

Assim, a volatilidade poderia ser modelada e descrita por dois componentes distintos, quais sejam, a volatilidade incondicional, que seria de fato cons-

tante, e a condicional, que poderia oscilar ao longo do tempo e que pode ser identificada e analisada a partir dos modelos de análise de heterocedasticidade condicional. Segundo Morettin e Toloi (2006), a ideia básica é que o retorno é não correlacionado serialmente, mas a volatilidade (variância condicional) depende de retornos passados por meio de uma função quadrática.

De acordo com Enders (1995), o ponto chave é que os erros não são independentes, uma vez que eles se relacionam por meio do seu segundo momento, tendo em vista que a correlação é uma relação linear. A variância condicional é um processo autorregressivo que resulta em erros condicionalmente heterocedásticos. Assim, quando o valor realizado do erro no período anterior está longe de zero, de modo que o seu quadrado seja relativamente grande, a variância de erro tenderá a ser grande. Nesse sentido, a heterocedasticidade condicional na série de resíduos torna a variável, em geral, os preços ou retornos, um processo autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH). Portanto, os modelos ARCH são capazes de captar períodos de tranquilidade e volatilidade nas séries temporais.

Nesse contexto, Engle (1982) mostrou que é possível modelar, simultaneamente, a média e a variância das séries, propondo um modelo ARCH, no qual, segundo Bueno (2008), o erro é um processo estocástico real em tempo discreto, condicional à informação no tempo  $t-1$ . Assim, supondo que se queira estimar um ARMA (p,q), se o erro desse processo apresentar comportamento ARCH, então ele será definido da seguinte forma:

$$\varepsilon_t = \sigma_t u_t, \quad u_t \sim i.i.d(0,1); \quad (1)$$

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

Segundo Morettin e Toloi (2006), na prática, usualmente supõe-se  $u_t \sim N(0,1)$  ou  $u_t \sim t_v$  (distribuição t de Student, com  $v$  graus de liberdade).

Entretanto, na prática, observa-se a exigência de muitos parâmetros para o ajustamento correto dos modelos ARCH (q). Na tentativa de solucionar essa questão, Bollerslev (1986) expandiu o trabalho original de Engle, ao desenvolver uma técnica que permite que a variância condicional seja modelada como um processo ARMA. O modelo generalizado ARCH (p,q) – chamado GARCH (p,q) – permite a inclusão de ambos os componentes, autorregressivo e de média móvel, na variância heterocedástica. Desse modo, a equação da variância para um modelo GARCH (p,q) é definida por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

Embora pareça que há mais parâmetros que no modelo ARCH original, em geral  $q_{ARCH} > q_{GARCH} + p_{GARCH}$ . Uma informação relevante, captada por este modelo, é a persistência dos choques, a qual é obtida pelo somatório dos parâmetros, ou seja,

$$P = \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \quad (4)$$

em que  $P$  é a persistência dos choques, os termos  $\alpha_i$  são os coeficientes autorregressivos e os termos  $\beta_i$  são os coeficientes de média móvel. Quanto maior (mais próximo de 1) for o valor do coeficiente de persistência, mais vagarosamente o efeito do choque sobre a volatilidade irá se enfraquecer e, portanto, maior será a demora do processo de reversão à média para a variância. Alternativamente, quanto menor essa soma, menor impacto os choques terão sobre a volatilidade, com rápida reversão à sua média. Caso a persistência tenha valor superior à unidade, diz-se que a variância condicional de  $\varepsilon_t$  possui raiz unitária e a variância permanecerá elevada, não apresentando reversão à sua média histórica (Lamounier 2006).

De acordo com esse mesmo autor, quanto maior o valor da persistência, as informações correntes sobre a volatilidade permanecerão importantes para a previsão da variância condicional por mais tempo.

Os dois modelos apresentados tratam as respostas da variância a choques negativos ou positivos da mesma forma, ou seja, não consideram a possibilidade de ocorrência de efeitos assimétricos. Contudo, a literatura indica fortes contradições a esta ideia. Bueno (2008) afirmou que choques no retorno de ações são assimétricos, uma vez que os negativos são seguidos por maiores aumentos de volatilidade do que os positivos. Essa situação refere-se ao chamado efeito alavancagem. Portanto, são utilizados neste estudo os modelos TGARCH e EGARCH, os quais permitem identificar a existência da assimetria, bem como do efeito alavancagem.

Proposto por Zakoian (1994), o modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado com limiar (threshold) - TGARCH (p,q) - representa a equação da variância por:

$$\sigma_t^a = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^a + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^a + \sum_{j=1}^p \gamma d_{(\varepsilon_{t-k} \leq 0)} |\varepsilon_{t-k}|^a \quad (5)$$

em que o coeficiente  $a$  representa o expoente da variância, o qual, segundo a proposta de Zakoian (1994), é igual à unidade;  $d(.)$  é a variável *dummy* igual a 1, se o erro satisfizer a condição entre parênteses, e 0, caso contrário. Portanto, constata-se que a significância do parâmetro  $\gamma$  indica a existência de assimetria, enquanto, o sinal positivo para este parâmetro, a presença do efeito alavancagem.

O modelo EGARCH, por sua vez, proposto por Nelson (1991), é uma especifi-

cação exponencial do GARCH, que permite a absorção de choques assimétricos com uma vantagem adicional: a possibilidade de que alguns coeficientes sejam negativos. Isto ocorre porque a especificação exponencial impede que a variância seja negativa (Bueno 2008). De acordo com o modelo EGARCH (p,q), tem-se a seguinte forma funcional para a variância:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - E\left( \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) \right| + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}}. \quad (6)$$

Nesse caso, a assimetria também é constatada pela significância do parâmetro  $\gamma$ , e o efeito alavancagem existirá quando esse parâmetro for negativo.

Adicionalmente, utilizou-se o modelo GARCH-M, proposto por Engle, Lilien e Robins (1987). Nesse caso, a especificação da equação da variância é feita de acordo com a equação 2 ou 3, todavia, tem-se uma alteração na especificação da equação para a média, permitindo-se incluir a variância condicional como variável explicativa. O uso do GARCH-M é uma forma de captar a relação entre retorno esperado (média) e risco, a qual é apresentada, de forma explícita, nas teorias financeiras. Portanto, a especificação da média passa a ser representada por:

$$y_t = \frac{\theta(L)}{\phi(L)} \varepsilon_t + \delta \frac{\sigma_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad (7)$$

em que

$$\sigma_t^a = f(\varepsilon_{t-j}, \sigma_{t-i}), i, j = 1, 2, \dots, \max[p, q]; a = -1, 0 \text{ ou } 1$$

$\phi(L)$  representa um polinômio de grau q em L, que opera as defasagens dos termos autorregressivos;  $\theta(L)$  denota um polinômio de grau p em L, que opera as defasagens dos termos de média móvel.

Se  $a = -1$ , a variância explicará retornos; se  $a = 0$ , o desvio-padrão explicará os retornos e, quando  $a = 1$ , ter-se-á o logaritmo do desvio-padrão como a variável explicativa dos retornos. De acordo com Enders (1995), essa classe de modelos é particularmente adequada ao estudo de mercados de ativos. A ideia central é que os agentes avessos ao risco vão requerer uma compensação por manter ativos de risco, ou seja, espera-se, intuitivamente, que  $\delta$  seja positivo.

Observa-se que a utilização de qualquer uma das especificações apresentadas requer a existência de heterocedasticidade condicional. Primeiramente, quando se faz a modelagem correta de um ARMA, a FAC e a FACP dos resíduos devem indicar um processo ruído branco. Entretanto, a FAC dos resíduos ao quadrado pode ser útil para identificar a existência e a ordem do processo ARCH. Adicionalmente, tem-se o teste de multiplicador de Lagrange, proposto por Engle (1982), como uma opção mais formal de identificação de distúrbio ARCH.

As estimativas das equações de média e variância são obtidas por meio do método de máxima verossimilhança e, dada a ausência de normalidade dos

resíduos, utilizou-se a distribuição t, de Student.

Por fim, como complemento à análise dos riscos, os resultados obtidos para as variâncias condicionais foram utilizados como base para estimativas do modelo *Value-at-Risk* (VaR) das *commodities*. Conforme definição apresentada por Jorion (2003), "... o VaR sintetiza a maior (ou pior) perda esperada dentro de determinado período de tempo e intervalo de confiança". Assim, o VaR a ser utilizado na presente pesquisa é definido por:

$$\Pr[r_t \leq VAR_t] = \alpha\%. \quad (8)$$

Como resultado, tem-se um valor monetário, que indica a perda máxima possível no horizonte de tempo considerado, dado o nível de confiança de  $\alpha\%$ . Por exemplo, um VaR diário de R\$ 100.000, com um nível de significância de 5%, equivale a dizer que uma perda maior ou igual a R\$ 100.000 deve ser registrada a cada 20 dias ou, ainda, que, de cada 100 dias, apenas cinco deles devem ter perdas superiores a R\$ 100 mil. Portanto, ao transformar as medidas de heterocedasticidade condicional nos valores do VaR, tem-se uma interpretação mais clara e direta em termos do risco associado a cada *commodity*. Ademais, uma vez que essa medida indica o potencial de perda decorrente das oscilações do mercado, tem-se uma informação de significativa importância para a tomada de decisão dos produtores acerca do gerenciamento das atividades e direcionamento dos investimentos.

Considerando-se a série de retornos ( $r_t$ ), com média  $\mu$  e variância  $\sigma_t^2$ , ou seja,  $r_t \sim N(\mu, \sigma_t^2)$ , tem-se que

$$VAR = V_0[c\sigma_t] + \mu \quad (9)$$

em que  $c$  é o valor crítico apresentado na tabela da distribuição normal (1,28; 1,65; 1,96 e 2,33, aos níveis de 90%, 95%, 97,5% e 99% de confiança, respectivamente);  $V_0$ , último preço disponível de cada série; e  $\sigma_t$ , desvio-padrão, no caso, condicional.

### 3.2. Fonte de dados

As séries de preços diários fornecidas pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) ([www.cepea.esalq.usp.br](http://www.cepea.esalq.usp.br)), por meio de indicadores, foram os dados básicos deste trabalho. Esses indicadores utilizados referem-se às negociações realizadas no mercado físico, e os preços do boi gordo referem-se aos preços pagos ao produtor, e os preços de café e soja são obtidos em negociações entre empresas.

A periodicidade utilizada na análise, contudo, foi semanal, de modo que o seguinte procedimento foi adotado: selecionaram-se os preços de todas as quartas-feiras e, naquelas semanas em que não havia a cotação desse dia, optou-se pela cotação de quinta. Se essa última não estivesse disponível, a opção seria pelo preço de terça-feira. Assim, o período compreendido entre

os dias 30/07/1997 e 12/11/2008 resultou em 584 observações semanais.

Para facilitar a manipulação dos dados e as interpretações dos resultados, as séries semanais de preços foram transformadas para mensurar os retornos, de acordo com procedimento usualmente adotado nas análises de volatilidade. Dada a série de preços  $\{P_t\}$ , os retornos são dados por  $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ . Com isso, as séries não estacionárias dos preços puderam ser trabalhadas, já que a transformação eliminou a não estacionariedade, conforme constatado pela aplicação dos testes de Dickey Fuller Aumentado e Dickey Fuller-GLS.

#### 4. Resultados e discussões

O comportamento das séries de preços e retornos da soja, café e boi gordo é ilustrado na Figura 1.

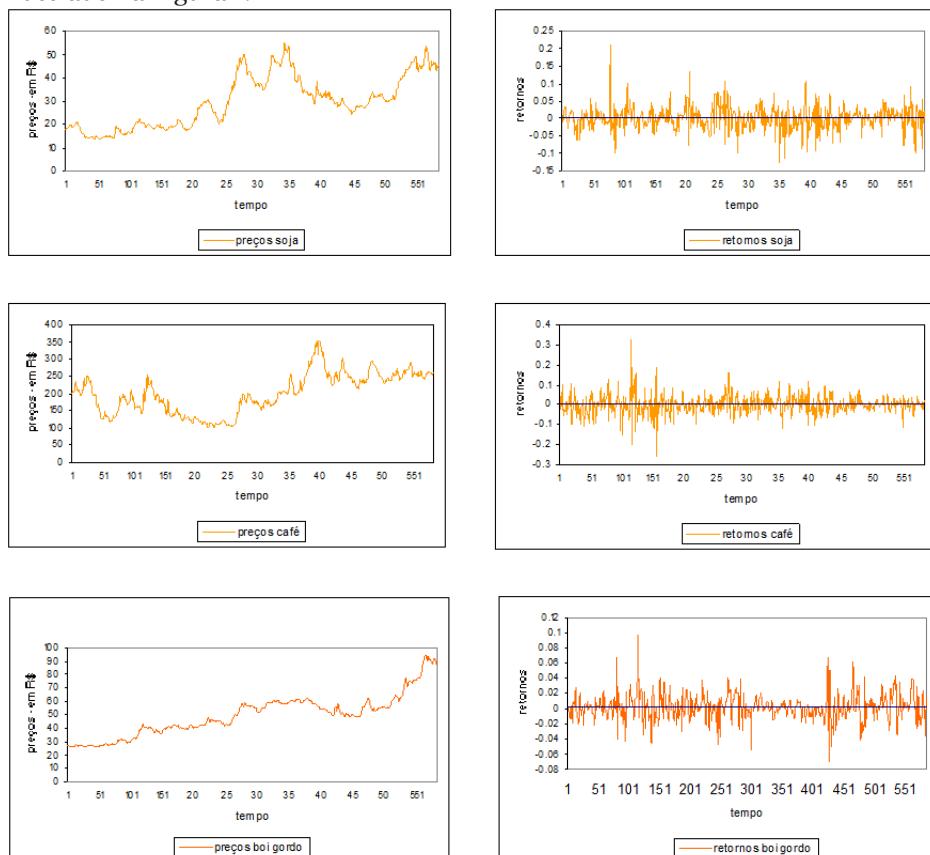


FIGURA 1. SÉRIES DE PREÇOS E RETORNOS SEMANALIS DA SOJA, CAFÉ E BOI GORDO, PERÍODO ENTRE 30/07/1997 E 12/11/2008.

FONTE: Resultados da pesquisa.

A análise exploratória dos dados complementa-se com as estatísticas descritivas dos retornos, apresentadas na Tabela 1.

TABELA 1. ESTATÍSTICAS DESCRIPTIVAS DOS RETORNOS, ENTRE 30/07/2007 E 12/11/2008

Estatísticas	Soja	Café	Boi gordo
Média	0,00158	0,00045	0,00204
Mediana	0,00262	0,00057	0,00217
Desvio-padrão incondicional	0,03466	0,04790	0,01706
Coeficiente de variação incondicional	21,870	106,917	8,354
Assimetria	0,32168	0,30173	0,34234
Curtoza	6,42520	8,58471	6,02337
Teste Jarque-Bera	295,0454	766,4801	233,4325
Probabilidade Jarque-Bera	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

FONTE: Resultados da pesquisa.

O teste de Jarque-Bera indica que as séries analisadas não apresentam distribuição normal. Mais especificamente, os valores da curtoza, superiores a três, indicam que os retornos distribuem-se de forma leptocúrtica, comportamento usualmente apresentado por séries de retornos.

No que concerne ao risco, primeiramente observa-se que o café manteve maior volatilidade ao longo de todo o período, o que pode ser confirmado pela superioridade do seu desvio-padrão incondicional. Somente por volta de meados de 2006, tem-se uma fase de concentração de volatilidade mais baixa para o produto.

Em relação ao boi gordo, observa-se comportamento distinto, com alternância de períodos de maiores e menores flutuações. Todavia, uma vez que as oscilações dos retornos foram de menor magnitude que a apresentada pelos retornos da soja e do café, a comercialização dessa *commodity* foi a que representou menores riscos em termos da variabilidade dos resultados, o que pode ser ratificado pelo desvio-padrão incondicional mais baixo. Ademais, deve-se notar que os preços do boi gordo foram os únicos que apresentaram tendência de crescimento ao longo da maior parte do período, fator que contribuiu para o menor nível de riscos nesse mercado.

Por sua vez, os retornos da soja apresentaram um desvio-padrão incondicional intermediário ao das outras duas *commodities*. Portanto, esta análise inicial, desconsiderando-se os efeitos da volatilidade condicional, sugere que o café é a *commodity* sujeita a risco de mercado mais elevado, seguido pela soja e pelo boi gordo, respectivamente.

Na sequência dos procedimentos, os valores da Função de Autocorrelação (FAC) e da Função de Autocorrelação Parcial (FACP) indicaram um modelo ARMA(3,3) para a soja; um modelo incompleto com termos AR (5), AR(6), MA (5) e MA (6) para o café; e a especificação de um ARMA (3,1) para o boi gordo. A partir dessas indicações, procedeu-se a estimativas desses modelos e, após eliminação dos coeficientes não significativos, obteve-se um processo MA (3) completo para a soja; AR (5), AR (6), MA (5), MA (6) para o café; e AR (3) completo para a série de boi gordo.

Já a análise dos coeficientes estimados de correlação dos retornos quadráticos indica sinais de previsibilidade e, portanto, da existência de efeitos ARCH. A ratificação da heterocedasticidade condicional é obtida pelo teste LM, de Engle, cujos resultados são apresentados na Tabela 2. Observa-se que os efeitos ARCH estão presentes em todas as três séries, dados os inexpressivos valores da probabilidade da hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional.

TABELA 2. RESULTADOS DO TESTE ARCH-LM DE ENGLE (1982)

Resíduos MA(3) – soja		Resíduos AR (5), AR(6), MA(5), MA(6) – café		Resíduos AR (3) – boi gordo	
Lag	Probabilidade	Lag	Probabilidade	Lag	Probabilidade
1	0,0000	1	0,0000	1	0,0000
5	0,0000	5	0,0000	5	0,0000
10	0,0000	10	0,0000	10	0,0000
20	0,0025	20	0,0000	20	0,0000
30	0,0093	30	0,0000	30	0,0000

FONTE: Resultados da pesquisa.

Desse modo, a incorporação dos efeitos de heteroscedasticidade condicional é feita por meio dos modelos da classe ARCH, apresentados na segunda seção. A escolha do modelo adequado para cada produto baseou-se nos seguintes critérios: significância dos coeficientes e, em relação aos resíduos, ausência de autocorrelação, na forma linear e quadrática, e inexistência de efeitos ARCH, novamente por meio do Teste LM, de Engle. Por fim, o valor da maximização da função de verossimilhança e os critérios de informação de Akaike e Schwarz foram utilizados na definição final.

Os resultados estimados para a média e para a volatilidade condicionais dos retornos da soja são apresentados na Tabela 3. De acordo com os critérios de maximização da função de verossimilhança e minimização do Akaike, o modelo que teve melhor desempenho foi um MA (3) completo, para a média, simultaneamente com a modelagem de um EGARCH (1,1), para a equação da variância.

Primeiramente, a especificação selecionada indica a existência de uma res-

posta assimétrica da volatilidade a choques negativos ou positivos, contudo, o sinal positivo do parâmetro, relativo ao termo  $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ , rejeita a presença de efeito alavancagem. Similarmente, a significância do parâmetro  $\gamma$ , associado à variável *dummy*, na equação do TARCH, confirma a assimetria, bem como a ausência do efeito alavancagem. Por sua vez, a persistência dos choques, medida pelo EGARCH, de 0,86, indica que os efeitos de um choque sobre a volatilidade tendem a permanecer por um período longo de tempo.

Os resultados ratificam os trabalhos de Campos (2007) e Silva *et al.* (2005), os quais encontraram valores de 0,90 e 0,95, respectivamente, para a persistência. Ademais, Silva *et al.* (2005) também indicaram a existência de efeitos assimétricos sem o efeito alavancagem.

TABELA 3. ESTIMATIVAS DOS MODELOS E MEDIDAS DE QUALIDADE DO AJUSTAMENTO – SOJA

Média	Estimativas					
	GARCH	EGARCH	TARCH			
MA (1)	0,15416 (3,45) ***	0,16064 (3,64) ***	0,15474 (3,50) ***			
MA (2)	0,08169 (2,12)**	0,07917 (1,79)*	0,08630 (1,96) **			
MA (3)	0,09393 (1,88)*	0,07383 (1,73) *	0,08321 (1,94)*			
Variância						
$\alpha_0$	0,00013 (2,70) ***	-1,29908 (3,60) ***	0,00014 (2,76) ***			
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,25063 (3,48) ***		0,35259 (3,19) ***			
$\sigma_{t-1}^2$	0,66869 (8,88) ***		0,65630 (8,26) ***			
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0,19777 (-1,81)*			
$ \varepsilon_{t-1}  /  \sigma_{t-1} $		0,45189 (0,08) ***				
$\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$		0,10524 (0,50) ***				
$\ln(\sigma_{t-1})$		0,86041 (17,93) ***				
Qualidade do ajuste						
Indicadores	Ln (L)	SBC	AIC	ARCH 1	ARCH 5	ARCH 20
GARCH	1203,92	-4,05365#	-4,10610	0,17433	0,65673	0,97731
EGARCH	1206,43#	-4,05131	-4,11125#	0,97539	0,97380	0,99922
TARCH	1205,85	-4,04933	-4,10927	0,43086	0,88090	0,98831

Notas: \*\*\* 1% de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância. Estatísticas z entre parênteses.

# denota o melhor modelo segundo o critério em questão.

ARCH (lag) denota que o teste foi efetuado até o lag entre parênteses.

SBC é o critério de informação de Schwartz; AIC é o critério de informação de Akaike; ln(L) é a máxima log-verosimilhança do modelo estimado.

FONTE: Resultados da pesquisa.

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimativas e do ajuste dos modelos para o café. De acordo com os critérios listados, a especificação de um AR (5), AR (6), MA (5), MA (6) para a média, em conjunto com a modelagem EGARCH (1,1) para a variância, apresentou o melhor ajustamento, além de ter o melhor desempenho na eliminação dos efeitos ARCH. Nos modelos EGARCH e TARCH, observa-se que a variância dos retornos do café está sujeita à assimetria, porém não há efeito alavancagem. Esse resultado corrobora o apresentado por Silva *et al.* (2005). Já em relação à persistência, o modelo escolhido resulta em um valor de 0,89. Destaca-se que esse valor aproxima-se dos encontrados por Silva *et al.* (2005), de 0,88, e por Campos (2007), o qual foi 0,96.

TABELA 4. ESTIMATIVAS DOS MODELOS E MEDIDAS DE QUALIDADE DO AJUSTAMENTO - CAFÉ

Estimativas						
Média	GARCH	EGARCH	TARCH			
AR (5)	0,53173 (14,73) ***	0,78724 (9,04) ***	0,79484 (9,36) ***			
AR (6)	0,41007 (8,38) ***	0,13642 (1,71) *	0,14173 (1,81) *			
MA (5)	-0,52591 (-27,63) ***	-0,79822 (-1,96) **	-0,79388 (-9,49) ***			
MA (6)	-0,44986 (-13,15)	-0,15156 (-9,62) ***	-0,15880 (-2,05) **			
Variância						
$\alpha_0$	0,00016 (2,56) **	-0,92055 (3,09) ***	6,96E-05 (1,99) **			
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,12890 (3,86) ***		0,14874 (3,45) ***			
$\sigma_{t-1}^2$	0,77353 (14,03) ***		0,88160 (26,21) ***			
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0,11927 (2,46) **			
$ \varepsilon_{t-1}  /  \sigma_{t-1} $		0,29431 (3,94) ***				
$\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$		0,13372 (2,96) ***				
$\ln(\sigma_{t-1})$		0,88835 (20,64) ***				
Qualidade do ajuste						
Indicadores	Ln (L)	SBC	AIC	ARCH 1	ARCH 5	ARCH 20
GARCH	997,220	-3,36842	-3,42884	0,46427	0,90431	0,65557
EGARCH	1012,33#	-3,4098#	-3,47775#	0,79978	0,88776	0,28728
TARCH	1009,71	-3,40069	-3,46866	0,18354	0,79328	0,87130

Notas: \*\*\* 1% de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância. Estatísticas z entre parênteses.

# denota o melhor modelo segundo o critério em questão.

ARCH (lag) denota que o teste foi efetuado até o lag entre parênteses.

SBC é o critério de informação de Schwartz; AIC é o critério de informação de Akaike; ln(L) é a máxima log-verossimilhança do modelo estimado.

FONTE: Resultados da pesquisa.

Já as estimativas realizadas para os retornos do boi gordo estão descritas na Tabela 5. Diferentemente do que ocorreu com os mercados da soja e do café, não há evidências de efeitos assimétricos. A inclusão de termos que medem essa característica não resultou em modelos bem ajustados, em termos de eliminação da autocorrelação e/ou do efeito autorregressivo heterocedástico condicional da variância. Alternativamente, a especificação que melhor se adequou à modelagem dos retornos foi um ARMA (1,1), para a média, simultaneamente com um GARCH-M (2,2), na qual a variável utilizada para representar o risco foi o desvio-padrão.

Com base nesse modelo, infere-se que existe relação entre o retorno esperado e o risco esperado, para venda do boi gordo. O sinal encontrado para o coeficiente do desvio-padrão indica uma relação negativa entre risco e retorno, a qual contrasta com o comportamento usual de séries financeiras. Contudo, observa-se que a magnitude do coeficiente foi de baixa expressividade. Por sua vez, a persistência dos choques é dada pelo somatório dos parâmetros ligados aos termos  $\varepsilon_{t-i}^2$  e  $\sigma_{t-i}^2$ , o qual resulta em 0,87. É interessante ressaltar que o valor obtido é inferior ao resultado apresentado por Campos (2007), o qual identificou persistência de 1,04, de modo que a variância não apresentaria tendência de reversão à sua média. Essa diferença resulta dos dados, visto que as fontes e os períodos de análise são distintos.

TABELA 5. ESTIMATIVAS DOS MODELOS E MEDIDAS DE QUALIDADE DO AJUSTAMENTO – BOI GORDO

Estimativas						
Média	GARCH	GARCH-M				
AR (1)	0,56567 (12,72)***	0,15192 (2,11)**				
AR (2)	-0,23559 (4,38)***					
AR (3)	0,09291 (2,10)**					
MA (1)		0,41431 (6,17)***				
$\sigma_t$		-0,00015 (1,87)*				
Variância						
$\alpha_0$	2,48E-05 (2,73)***	0,00012 (4,12)***				
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,37188 (3,56)***	0,57901 (3,63)*				
$\varepsilon_{t-2}^2$		0,59567 (4,25) *				
$\sigma_{t-1}^2$	0,62318 (8,54)***	-0,53948 (-4,77) *				
$\sigma_{t-2}^2$		0,23302 (3,89) *				
Qualidade do ajuste						
Indicadores	Ln (L)	SBC	AIC	ARCH 1	ARCH 5	ARCH 20
GARCH	1683,18	-5,72727#	-5,77992	0,95535	0,68933	0,86655
GARCH-M	1693,46#	-5,72100	-5,78852#	0,40807	0,79923	0,80848

Notas:

\*\*\* 1% de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância. Estatísticas z entre parênteses.

# denota o melhor modelo segundo o critério em questão.

ARCH (lag) denota que o teste foi efetuado até o lag entre parênteses.

SBC é o critério de informação de Schwartz; AIC é o critério de informação de Akaike; ln(L) é a máxima

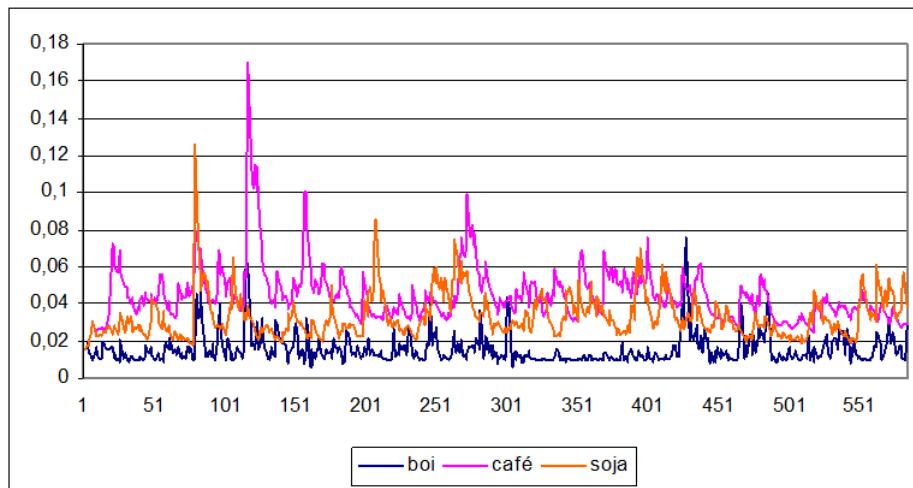
log-verossimilhança do modelo estimado.

FONTE: Resultados da pesquisa.

Uma breve comparação acerca da persistência dos choques mostra que, de acordo com os modelos selecionados, há proximidade entre os valores dos três mercados. Os resultados de 0,86, 0,89 e 0,87, para soja, café e boi gordo, respectivamente, demonstram que o processo de reversão da média, para a variância, após um choque, ocorre lentamente. Contudo, uma vez que os valores são inferiores à unidade, a variância condicional não possui raiz unitária, de modo que há tendência de que ela retome o seu valor médio. Assim, nos três mercados, a ocorrência de um choque resultaria em um desvio da volatilidade em relação à sua média, o qual levaria um período longo para ser eliminado, mas ainda assim aconteceria.

Os modelos estimados para a variância resultam em uma série para o desvio-padrão condicional, a qual está representada na Figura 2.

FIGURA 2. ESTIMATIVA DO DESVIO-PADRÃO CONDICIONAL UTILIZANDO OS MODELOS EGARCH, PARA SOJA E CAFÉ, E GARCH-M, PARA BOI GORDO.



FONTE: Resultados da pesquisa.

Alguns períodos de maior volatilidade destacam-se na Figura 2 e permitem relacioná-los com o contexto econômico da época. Em relação ao boi gordo, observa-se a ocorrência de três fases de maior concentração de volatilidade: entre fevereiro de 1999 e o final do segundo quadrimestre de 2000; ao longo do ano de 2002 até início de 2003; e a partir do segundo semestre de 2005 até o começo do ano de 2007. Por sua vez, as oscilações marcantes do retorno do café ocorreram entre o final de 1999 até o terceiro quadrimestre do ano 2000 e entre o final do ano de 2002 e início de 2003. Os retornos da soja

tiveram as oscilações mais marcantes e concentradas ao longo dos anos de 1999, 2001, 2002 e no começo de 2005.

Portanto, observa-se que o período entre os anos de 1999 e 2000 foi marcado por elevado risco de mercado para os três produtos. Essa situação pode ser justificada pela crise econômica de 1999, derivada da mudança na política cambial. De acordo com Brandão *et al.* (2006), a mudança cambial de janeiro de 1999 foi seguida por uma derrocada dos preços agrícolas no mercado internacional e ocorreu em um contexto em que esses preços estavam em níveis elevados, inclusive com picos históricos alcançados entre 1995 e 1996. Portanto, houve alteração expressiva nos retornos dos produtores, de forma que os preços internacionais em queda anularam, em partes, o estímulo pretendido com a mudança cambial.

Em relação às oscilações proeminentes dos retornos do boi gordo, ocorridas nos anos de 2005 e 2006, pode ser mencionado o embargo da carne brasileira no exterior, devido à febre aftosa, além das variações na taxa de câmbio. Com isso, formou-se um contexto de crise que resultou em queda nos preços, após um período em que eles estavam elevados, ocasionando aumento da volatilidade. A crise de 2005-2006 também afetou os retornos da soja, mas não gerou oscilações marcantes no mercado de café, no qual se observa que o período de menor variabilidade condicional é justamente a partir de 2005, apesar das oscilações internacionais.

No geral, constata-se que a série do café apresenta menos alternância nos períodos de alta volatilidade com períodos de baixa volatilidade dos desvios, entretanto, as oscilações dos desvios são maiores. Por sua vez, a série do boi gordo é a que apresenta menor volatilidade, embora a alternância entre períodos de oscilações menores e maiores possa ser destacada. Em média, portanto, a Tabela 6 mostra que o desvio-padrão condicional do café é mais elevado, seguido pela soja e pelo boi gordo, respectivamente. As séries apresentadas na Figura 2 foram utilizadas para formar os parâmetros para as estimativas do *Value-at-Risk*. Contudo, esses resultados não seriam comparáveis, em virtude da desproporcionalidade entre preços e volumes negociados nos três mercados. Por isso, na sequência, as estimativas obtidas para o VaR foram utilizadas para gerar uma medida da relação entre o risco de perda e a receita auferida. Os valores estão, também, listados na Tabela 6.

O VaR está calculado para uma saca de 60 Kg, para soja e café, e por uma arroba de boi gordo. Assim, há 5% de confiança de que os produtores de soja incorram em uma perda máxima de R\$ 2,57 por saca negociada a cada semana, em decorrência da volatilidade verificada no mercado. Desse modo, para a análise comparativa, a relação do VaR com as receitas é mais adequada. Observa-se que o potencial de perdas em relação às receitas auferidas, medido pela volatilidade condicional, é maior para os produtores de café, seguidos pelos produtores de soja e boi gordo.

TABELA 6. ESTATÍSTICAS DESCRIPTIVAS PARA O DESVIO-PADRÃO CONDICIONAL E ESTIMATIVA DO VaR, A 95% DE SIGNIFICÂNCIA.

DP condicional	Soja	Café	Boi Gordo
Máximo	0,1263	0,1699	0,0758
Média	0,0335	0,0451	0,0157
Mínimo	0,0182	0,0245	0,0056
VaR	R\$ 2,57	R\$ 19,59	R\$ 2,48
VaR/receita	5,69%	7,49%	2,79%

FONTE: Resultados da pesquisa.

Os resultados indicaram maior volatilidade e, portanto, maiores riscos de preços para os produtores de café. Uma característica relevante desse mercado, que pode ser utilizada como justificativa, é a existência de ciclos produtivos marcantes, mencionados na segunda seção. Assim, a estreita relação entre preços e produção resulta em maior variabilidade, o que foi captado pelos modelos utilizados. Por outro lado, a comercialização do boi gordo foi a que apresentou menor nível de risco, apesar de possuir ciclos também expressivos.

Dessa forma, constata-se que a volatilidade interfere nos resultados dos produtores, de modo que é capaz de comprometer até 7,5% da receita, no caso do café. Visto que os resultados da comercialização mostraram-se sensíveis ao contexto econômico, com maiores oscilações e perdas nos períodos de crise, é necessário o empreendimento de medidas de gestão do risco de mercado, importantes para os produtores e para a economia do Brasil como um todo. Portanto, de acordo com Silva *et al.* (2005), são necessárias políticas que criem, facilitem e estimulem o acesso dos produtores das *commodities* a instrumentos de *hedging* baseados nos instrumentos de mercado futuro, os quais podem minimizar a exposição à volatilidade desses mercados.

Nesse sentido, Larson *et al.* (1998) destacaram outras medidas importantes para o gerenciamento de risco de mercado de *commodities*, voltadas, principalmente, para os mercados de países em desenvolvimento. Assim, os autores abordaram a importância de construir instituições intermediárias que assessorariam os pequenos e médios produtores que não possuem acesso ao gerenciamento de risco diretamente. A construção dessas instituições deveria envolver o desenvolvimento de estrutura legal e regulatória adequada para tratar de questões como a necessidade de se aplicarem os contratos.

O desenvolvimento de sistemas de informação e de disseminação da informação é crucial, assim como o aumento no uso dos sistemas informacionais já existentes. Adicionalmente, Larson *et al.* (1998) afirmaram que deveria ser desenvolvida mais análise sobre como implementar e regulamentar programas de gestão de risco e mercado, programas que envolvam diversas instituições

como banco, seguradoras, departamentos legais, etc.

## 5. Conclusões

Os resultados confirmaram a existência de efeitos das crises sobre os níveis de preços e também sobre a volatilidade destes. Adicionalmente, verificou-se que os retornos dos produtos selecionados apresentam volatilidade com comportamento condicional, de modo que há tendência de que ocorram aglomerações na série e alternância de períodos de baixa volatilidade com períodos de fortes oscilações. Essa constatação torna importante a consideração da variabilidade dos retornos ocorrida nos períodos anteriores, o que deve englobar um período de tempo mais longo, dados os coeficientes de persistência mais próximos da unidade. Todavia, observa-se que, por mais longo que seja o tempo para a dispersão dos efeitos do choque sobre a variância, as séries retomarão a sua média.

Ainda com base nos coeficientes de persistência, embora o coeficiente do café tenha sido maior, seguido pelo boi gordo e da soja, não houve grande diferença entre as magnitudes. Contudo, quando são observadas as estimativas dos desvios-padrão condicionais, há maior diferença entre o comportamento da volatilidade dos produtos. Nessa análise, o café também apresentou maior variabilidade, seguido pela soja e pelo boi gordo. Com isso, as perdas potenciais dos produtores de café são mais elevadas, o que implica a necessidade de instrumentos para minimizar a incerteza dos preços.

Outro ponto de destaque é a presença da assimetria da variância, identificada para a soja e o café. Todavia, uma vez que não foi identificado o efeito alavancagem, não se pode afirmar que os choques negativos teriam efeito mais pronunciado sobre a variância.

Ressalta-se que o presente trabalho se baseou em preços médios recebidos em todo o Brasil. Assim, não estão sendo levadas em contas as peculiaridades de cada região produtora, de forma que o comportamento dos preços também pode apresentar diferenças. Com isso, estudos que tratem a volatilidade condicional dos preços das *commodities*, recebidos em regiões específicas, apresentariam resultados mais direcionados, visto que permitiriam análises embasadas em contextos mais específicos, tornando a análise mais clara.

## Referências

- BACHA, C. J. C. (1998). “A Cafeicultura Brasileira nas Décadas de 80 e 90 e suas Perspectivas”. *Preços Agrícolas*, 7 (142): 14-22.
- BOLLERSLEV, T. (1986). “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity”. *Journal of Econometrics*, 31 (3): 307-327.

- BRANDÃO, A. S. P. & REZENDE, G. C. de & MARQUES, R.W. da C. (2006). "Crescimento agrícola no período 1999/2004: a explosão da soja e da pecuária bovina e seu impacto sobre o meio ambiente". *Economia Aplicada*, 10 (2): 249-266.
- BUENO, R. L. S. (2008). *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning.
- CAMPOS, K.C. (2007). "Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil". *Revista de Economia e Agronegócio*, 5 (3): 303-328.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. "Indicadores de preços". URL: <http://www.cepea.esalq.usp.br>. Acesso em: 22 de novembro de 2008.
- CLAESSENS, S. & DUNCAN, R. C. (1993). *Managing commodity price risk in developing countries*. Washington DC: The World Bank.
- CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA. (2008). "Indicadores Rurais". URL: <http://www.canaldoprodutor.com.br/indicadores/Indicadores%20rurais/>. Acesso em: 23 de outubro de 2009.
- ENDERS, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. 1. ed. Nova York: Wiley.
- ENGLE, R. F. (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica*, 50 (4): 987-1007.
- ENGLE, R. F. & LILIEN, D. M. & ROBINS, R. P. (1987). "Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model". *Econometrica*, 55 (2): 391-407.
- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION – FAO. (2009) "Country rank in the world, by commodity". URL: <http://faostat.fao.org/>. Acesso em: 22 de outubro de 2009.
- JORION, P. (2003). *Value at risk: a nova fonte de referência para o controle de risco de mercado*. São Paulo: BM&F.
- LAMOUNIER, W. M. (2006). "Análise da volatilidade dos preços no mercado SPOT de cafés no Brasil". *Organizações Rurais & Agroindustriais* 8 (2): 160-175.
- LARSON, D. F. & VARANGIS, P. & YABUKI, N. (1998). *Commodity Risk Management and Development*. Paper prepared for the Roundtable Discussion on New Approaches to Commodity Risk Management in Developing Countries, World Bank, Washington, DC April 28.
- MORETTIN, P. A. & TOLOI, C. M. C. (2006). *Análise de Séries Temporais*. São Paulo: Edgard Blücher.
- NELSON, D. B. (1991). "Conditional heteroscedasticity in asset returns". *Econometrica*, 59 (2): 347-370.
- SACHS, R. C. C. & PINATTI, E. (2007). "Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006". *Revista de Economia e Agronegócio*, 5 (3): 329-352.
- SILVA, W. S. & SAFADI, T. & CASTRO JÚNIOR, L. G. de. (2005). "Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelo ARCH: os casos do café e da soja". *Revista de Economia e Sociologia Rural* 43 (1): 119-134.

- SILVEIRA, R. L. F. da. (2002). *Análise das operações de cross hedge do bezerro e do hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F*. Piracicaba: Dissertação de Mestrado, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Programa de pós graduação em Economia Aplicada.
- SWARAY, R. B. (2002). Volatility of Primary Commodity Prices: Some Evidence from Agricultural Exports in Sub-Saharan Africa. *Discussion paper in economics*, n. 2002/06. Department of Economics and Related Studies, University of York, Heslington.
- ZAKOÏAN, J.M. (1994). “Threshold heteroskedastic models”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18 : 931-944.

Recebido em: 29 de abril de 2009

Primeira resposta em: 08 de outubro de 2009

Aceite em: 29 de outubro de 2009

