



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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.*



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



ANÁLISE DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS DE BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA APLICAÇÃO DOS MODELOS GARCH

CARLOS ALBERTO GONÇALVES SILVA;

CEFET-RJ

RIO DE JANEIRO - RJ - BRASIL

gon.silva@soft2.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

ANÁLISE DA VOLATILIDADE DOS PREÇOS DE BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA APLICAÇÃO DOS MODELOS GARCH

Carlos Alberto Gonçalves da Silva gon.silva@soft2.com.br
cags@cefet-rj.br

Centro Federal de Educação Tecnológica Celso Suckow da Fonseca – CEFET-RJ.
Av. Maracanã, 229, CEP 20271-110, Rio de Janeiro, RJ, Brasil

APRESENTAÇÃO ORAL

Grupo de Pesquisa: COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS.

Resumo

O presente trabalho teve como objetivo realizar uma análise da volatilidade do retorno dos preços de boi gordo no Estado de São Paulo; examinando-se dois fatores determinantes, a persistência de choques e assimetrias na volatilidade, por meio da



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



aplicação dos modelos ARCH/GARCH. Os resultados empíricos mostraram reações de persistência e assimetria na volatilidade, ou seja, os choques negativos e positivos têm impactos diferenciados sobre a volatilidade dos retornos dos preços do boi gordo, o que pode ser comprovado pelos modelos EGARCH e TARCH.

Palavras-chaves: boi gordo, volatilidade, assimetria, modelos ARCH/GARCH

Abstract

This paper aims to analyze the volatility process of the return the prices of beef cattle in the State of São Paulo; examining two factors determinatives, the persistence of shocks and asymmetry in the volatility, by means of the application of ARCH/GARCH models. The empirical results had shown persistence reactions and asymmetry in the volatility, that is, the negative and positive shocks have impacts differentiated on the volatility of the returns of the prices of beef cattle, what it can be proven by EGARCH and TARCH models

Key-words: beef cattle, volatility, asymmetry, ARCH/GARCH models

1. INTRODUÇÃO

A volatilidade pode ser expressa pelos movimentos oscilatórios dos preços dos produtos de *commodities* negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros, quanto mais voláteis sejam esses preços, maiores serão os riscos deste investimento. A volatilidade pode definir-se como uma medida de intensidade das variações dos retornos dos preços. Assim, pode-se dizer, que a volatilidade é uma variável aleatória que segue um processo estocástico. Qualquer modelo de volatilidade tem como finalidade descrever o comportamento da volatilidade passada e, através deste, prever a volatilidade futura. Uma característica importante no mercado financeiro é a existência de um comportamento assimétrico na volatilidade, ou seja, períodos de elevada volatilidade tendem a ser mais persistente do que os períodos de baixa volatilidade.

Uma maneira de fornecer subsídios para o delineamento de estratégias adequadas para o gerenciamento de variações nos preços de *commodities* agrícolas é verificada por SILVA et al. (2005), que procuram analisar a volatilidade das séries de retornos mensais dos preços a partir dos modelos ARCH (heteroscedasticidade condicional autorregressiva).

Assim sendo, neste estudo o objetivo é avaliar empiricamente o processo de volatilidade do retorno dos preços de boi gordo no Estado de São Paulo; examinando-se dois fatores determinantes, a persistência de choques e assimetrias na volatilidade, por meio da aplicação dos modelos ARCH/GARCH.

2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS



2.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Para testar a estacionariedade das séries, será utilizado neste trabalho, o teste ADF (Dickey – Fuller Aumentado) (1979 e 1981), no sentido de verificar a ordem de integração da variável de interesse, ou seja, é preciso verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais. Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consistem na estimação das seguintes equações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde:

ΔY_t = operador de diferenças ($Y_t - Y_{t-1}$);

α_1 = constante;

βt = componente de tendência do modelo;

γY_{t-1} é o $\rho - 1$ que testará a estacionariedade ou não da série ao se regressir a variável Y_{t-1} ;

$\sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \Delta Y_{t-j}$ são as defasagens incluídas no modelo DF para garantir a não autocorrelação nos resíduos dos retornos;

ε_t = termo de erro aleatório ou perturbação estocástica

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é um teste robusto à não normalidade dos resíduos e a presença de heteroscedasticidade. Assim, os resíduos não devem ser autocorrelacionados, caso exista autocorrelação a inclusão de defasagens na variável dependente poderá removê-la.

Para determinar o número de defasagens a serem incluídas nos modelos (1), (2) e (3) serão adotados os critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (SC), por serem os mais utilizados em trabalhos empíricos. O procedimento consiste em estimar regressões de modelos auto-regressivos de diferentes ordens. Aquela que apresentar o menor valor para os critérios AIC e SC, representa o modelo mais apropriado.

O Critério Akaike (AIC) é calculado como:

$$AIC = \ln \sigma^2 + \left(\frac{2}{T} \right) (\text{número de parâmetros}) \quad (4)$$

Similarmente, para o critério Schwartz temos:

$$SC = \ln \sigma^2 + \left(\frac{\ln T}{T} \right) (\text{número de parâmetros}) \quad (5)$$



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



onde σ^2 é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo da ordem p e T é o número de observações.

2.2 Teste de Normalidade da Série: Jarque-Bera (JB)

O teste de normalidade Jarque-Bera (JB) é baseado nas diferenças entre os coeficientes de assimetria e curtose servindo para testar a hipótese nula de que a amostra foi extraída de uma distribuição normal. Para a realização deste teste, calcula-se, primeiramente a assimetria e a curtose dos resíduos e utiliza-se o seguinte teste estatístico:

$$JB = n[(S^2 / \sigma) + (C - 3)^2 / 24] \quad (6)$$

onde:

JB = teste Jarque-Bera;

n = número de observações;

S^2 = assimetria da distribuição dos dados;

σ = variância (desvio-padrão) dos dados;

C = curtose.

A estatística JB segue a distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade. Se o valor de JB for muito baixo, a hipótese nula de normalidade da distribuição dos erros aleatórios não pode ser rejeitada. Se o valor de JB for muito alto, rejeita-se a hipótese de que os resíduos ou erros aleatórios se comportam como uma distribuição normal.

2.3 Modelos de Volatilidade Condicional

Alguns modelos econométricos, utilizados em finanças, assumem que a variância do termo de perturbação é constante ao longo do tempo. Portanto, as variáveis macroeconômicas podem apresentar períodos de alta volatilidade, seguidos de intervalos com uma volatilidade mais amena em seus preços.

Serão utilizados neste trabalho, quatro modelos de volatilidade condicional, a saber, os modelos ARCH, GARCH, EGARCH e TARCh.

Engle (1982) apresentou o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) para prever a volatilidade. Os processos ARCH assumem que a volatilidade de uma série temporal é uma variável aleatória condicionada pela variabilidade verificada nos momentos passados.

O modelo ARCH de ordem p pode ser escrito da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (7)$$

onde:

σ_t = variância condicional;



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



α_0 = constante;

α_1 = coeficiente de reação;

ε^2_{t-1} = termo de erro heteroscedásticos defasado de um período;

$\alpha_p \varepsilon^2_{t-p}$ = coeficiente de reações seguidos pelas n defasagens incluídas no modelo.

O modelo ARCH(p), em que p denota a ordem do modelo, expressa a variância condicional como uma função das inovações quadráticas passadas. O parâmetro do modelo ARCH ($\alpha_p \varepsilon^2_{t-p}$) mostra os efeitos do dia anterior de grandes movimentos de mercado. Estes movimentos aumentam a variância condicional de hoje, entretanto, são impostas restrições aos parâmetros para que eles não sejam negativos. Assim, as condições do modelo são: $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_1 < 1$.

O modelo GARCH proposto por Bollerslev (1986) é uma generalização do modelo ARCH. Este modelo adiciona a ordem do componente ARCH (p) e a ordem do componente GARCH (q). Assim, o modelo GARCH (p,q) descreve a volatilidade (variância condicional) de uma série dependendo de uma constante, de informações defasadas da volatilidade (ε^2_{t-1}) e de variâncias previstas passadas (σ^2_{t-j}).

O modelo GARCH (p, q) pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_1 \sigma^2_{t-1} \quad (8)$$

onde:

σ = variância condicional;

α_0 = constante;

α_1 = coeficiente de reação da volatilidade;

ε^2_{t-1} = termo de erro defasado em um período;

β_1 = coeficiente de persistência da volatilidade.

σ^2_{t-1} = variância condicional defasada de um período.

A vantagem do modelo é que ele contém poucas restrições nos parâmetros. As condições para a variância ser positiva e fracamente estacionária são: $\alpha_0, \alpha_1 > 0, \beta_1 > 0$ e $\alpha_1 + \beta_1 < 1$.

O coeficiente alfa (α_1) mede a extensão em que um choque no retorno hoje, afeta a volatilidade do retorno do dia seguinte, enquanto que o coeficiente beta (β_1) for alto o choque da variância condicional leva mais tempo para dissipar-se totalmente.

A soma ($\alpha_1 + \beta_1$) revela a medida de persistência da volatilidade, ou seja, quando a volatilidade dos retornos é alta hoje, é provável que a volatilidade será alta no período seguinte (futuro). Isso mostra que a alta persistência, o choque enfraquecerá lentamente. Portanto, se o somatório dos coeficientes apresentarem valores baixos (próximos de zero) mostra que um choque inicial sobre a volatilidade provocará efeitos rápidos sobre o comportamento das séries e que, após pequeno ou curto período de tempo, a variância da série deverá convergir à sua média histórica. Quanto maior o somatório dos coeficientes de persistência, ou seja, mais próximos de um, mais lentamente o choque



sobre a volatilidade irá se dissipar, isto é, maior será o tempo do processo de reversão à média para a variância. Pode-se, dizer que a variância condicional de “ ε_t ” terá raiz unitária e a variância permanecerá elevada, não apresentando reversão à sua média histórica.

O modelo EGARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) proposto por Nelson (1991) consiste em captar os impactos assimétricos nas séries de dados, além da não concessão de coeficientes negativos no modelo. O modelo é caracterizado pela assimetria na volatilidade ou variância da equação estimada e pode ser especificado através do logaritmo da variância condicional, onde os choques têm efeito exponencial e não quadráticos.

A variância condicional do modelo EGARCH é dada por:

$$\ln \sigma_t = \omega + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right) \quad (9)$$

onde:

$\ln \sigma_t$ = logaritmo natural da variância condicional;

ω = constante;

β_1 = coeficiente de persistência da volatilidade;

$\ln \sigma_{t-1}^2$ = logaritmo natural da variância condicional elevada ao quadrado e defasada de um período;

$\alpha_1 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right)$ = coeficiente de reação da volatilidade;

$\gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right)$ = coeficiente que capta o efeito assimetria da volatilidade.

Se $\gamma = 0$, indica ausência de assimetria na volatilidade. Se $\gamma \neq 0$, indica um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se $\gamma < 0$, indica presença do “efeito alavancagem”. O coeficiente β_1 indica a persistência de choques na volatilidade.

O Modelo TARARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) foi introduzido por Zakoian (1994). Este modelo visa capturar o efeito alavancagem, onde choques positivos e negativos no mercado geram impactos diferentes sobre a volatilidade.

A variância condicional do modelo TARARCH pode ser expressa como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (10)$$

onde:

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

σ_t^2 = variância condicional;

α_0 = constante;

α_1 = coeficiente de reação da volatilidade;

ε_{t-1}^2 = termo de erro ao quadrado no período t-1;

σ_{t-1}^2 = variância da volatilidade no período t-1;

β_1 = coeficiente de persistência da volatilidade;

γ = efeito assimetria;

d_{t-1} = variável *dummy*.

A variável *dummy* d_{t-1} assume o valor igual a 1, se $\varepsilon_{t-1}^2 < 0$ (más notícias no mercado), e o valor igual a 0 se $\varepsilon_{t-1}^2 > 0$ (boas notícias no mercado). Neste modelo, a volatilidade tende a aumentar com as “más notícias” e a diminuir com as “boas notícias”. Assim sendo, as previsões positivas no mercado têm o impacto α enquanto as previsões negativas têm o impacto $\alpha + \beta$. Se $\alpha > 0$, as previsões negativas têm um efeito menor do que as previsões positivas. Esse é o conhecido efeito “leverage”. O choque é assimétrico se $\gamma \neq 0$ e simétrico se $\gamma = 0$.

O método empregado para a estimação dos modelos apresentados anteriormente é o da máxima verossimilhança.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

Os dados utilizados neste estudo se referem aos preços do boi gordo, em R\$/@, no Estado de São Paulo, no período de 02/01/1998 a 20/3/2008, com um total de 2665 observações diárias. Os dados foram obtidos do *site* do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (ESALQ/USP).

As figuras 1 e 2 mostram o comportamento das séries de preços e retornos diários dos preços do boi gordo do Estado de São Paulo no período considerado. Os retornos diários foram calculados através da fórmula: $r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$. (11)

Sendo que P_t representa o preço do boi gordo no dia t e P_{t-1} o preço do boi gordo no dia anterior (t-1).

Figura 1: Estado de São Paulo – Preços diários do boi gordo (R\$/@)



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

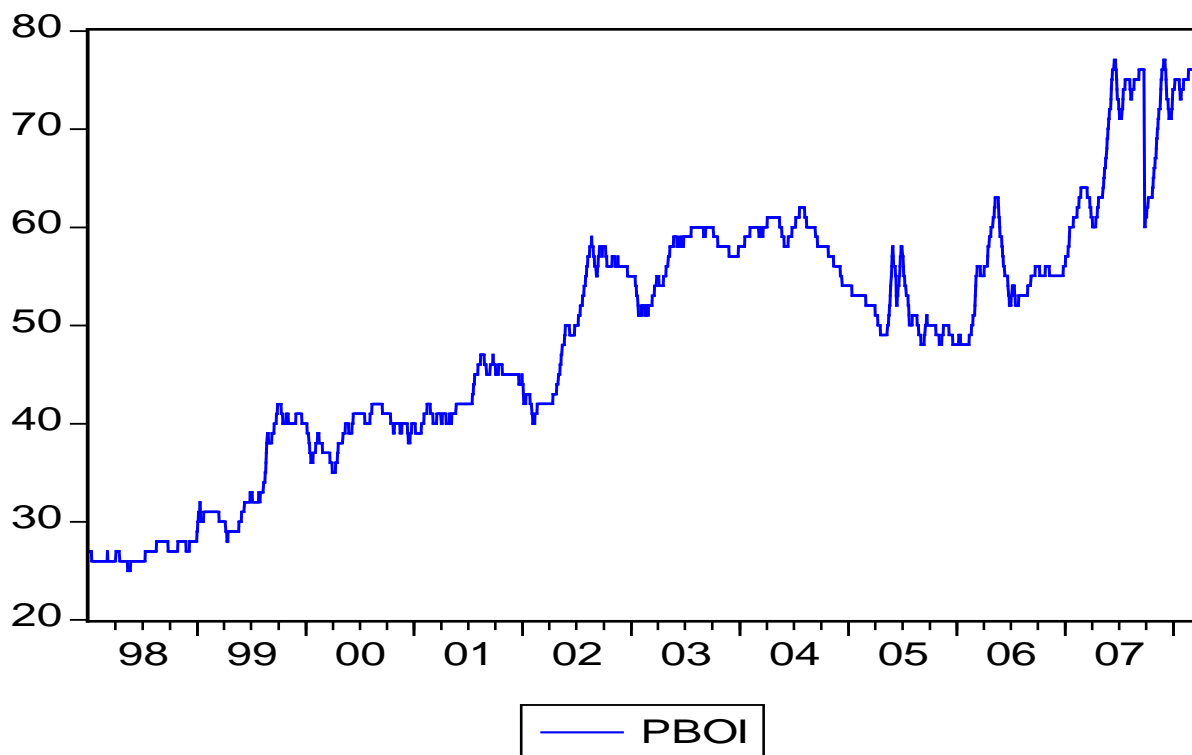
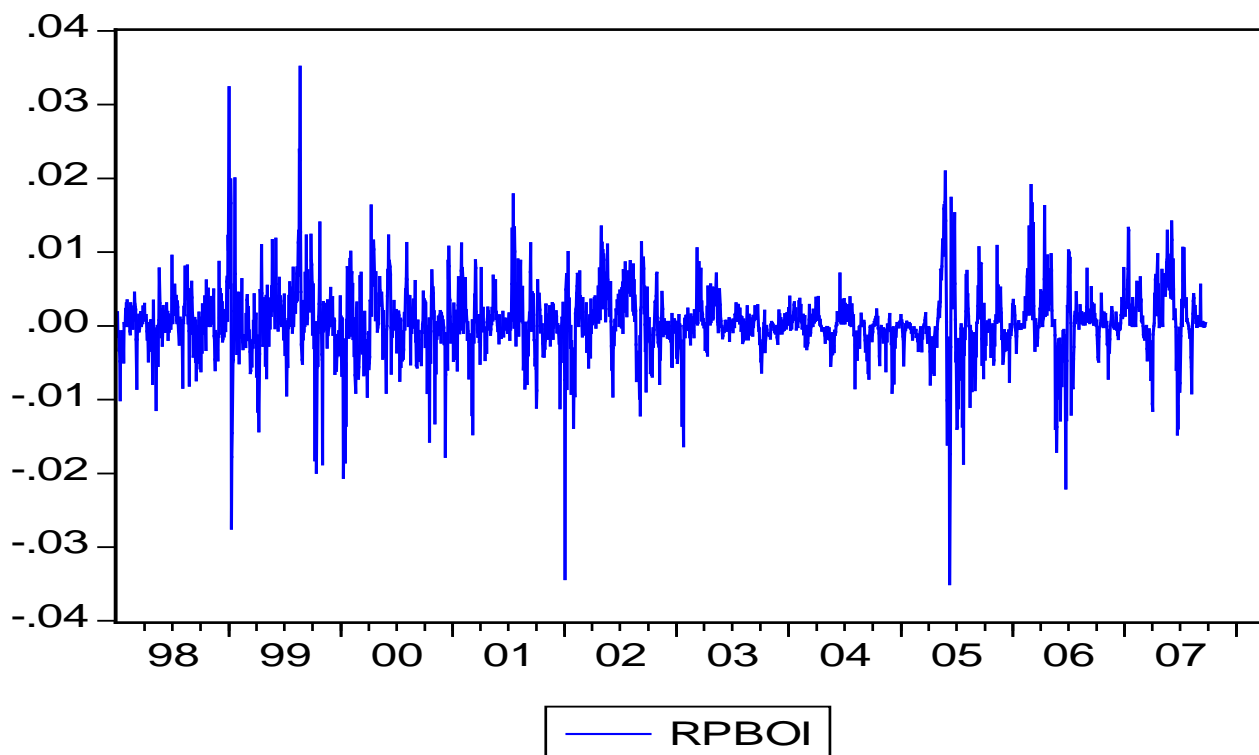


Figura 2: Estado de São Paulo – Retornos diários dos preços do boi gordo



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



Algumas estatísticas descritivas básicas são apresentadas na tabela 1. Observa-se que as cotações diárias no período analisado representam uma distribuição leptocúrtica devido ao excesso de curtose (10,95992) em relação à distribuição normal (3,0). A estatística de Jarque-Bera indica a rejeição da hipótese de que os erros se comportam de forma normal.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

Estatísticas	Valores
Média	0,000417
Mediana	0,000324
Desvio padrão	0,004628

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

Assimetria	-0,113523
Curtose	10,95992
Jarque-Bera (JB)	6.700,522
p-valor JB	0,00000

Fonte: Elaborada pelos autores

A partir do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) identificou-se que a série de retornos dos preços do boi gordo é estacionária e não contém raízes unitárias, conforme se observa na tabela 2.

Tabela 2–Teste de estacionaridade para a série de retorno dos preços do boi gordo

Teste Dickey-Fuller	Valor Crítico (5%)
-18,72247	-3,411581

Na tabela 3 encontram-se os resultados de estimação para a variância condicional da série do retorno do preço do boi gordo dos modelos ARCH(1,0), GARCH (1,1), EGARCH(1,1) e TARCH(1,1). O software utilizado para estimar a regressão dos dados e dos modelos mencionados anteriormente foi Eviews 5.0.

Tabela 3 – Estimativas dos modelos para o retorno dos preços do boi gordo, 1998 a 2008

Variância	ARCH(1,0)	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)	TARCH(1,1)
α_0	0,00000956 (0,0000)	0,000000745 (0,0000)	-1,326529 (0,0000)	0,000000757 (0,0000)

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

ε_{t-1}^2	0,73464 (0,0000)	0,33360 (0,0000)		0,310327 (0,0000)
σ_{t-1}^2		0,69360 (0,0000)		0,688015 (0,0833)
$d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$				0,063418 (0,0064)
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}}$			-0,019439 (0,0493)	
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$			0,535740 (0,0000)	
$\ln(\sigma_{t-1}^2)$			0,915301 (0,0000)	
AIC	-8,177583	-8,372721	-8,390460	-8,373561
SC	-8,170676	-8,363513	-8,378949	-8,362050

Fonte: Elaborada pelos autores

Notas:

1. Os números entre parênteses são os valores de probabilidade (*p-value*)
2. AIC é o critério de informação de Akaike
3. SC é o critério de informação de Schwartz

No modelo GARCH(1,1) todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos e têm os sinais corretos. A soma dos coeficientes α_1 e β_1 foi igual a 1,027, indicando que um choque na série dos retornos do preço do boi gordo terá efeito por muito tempo na volatilidade destes retornos, ou seja, por ser superior à unidade, não segue à restrição imposta para que a variância seja fracamente estacionária. Assim sendo, tem-se que a variância cresce indefinidamente ao longo do tempo. Nesse caso, choque inicial sobre a volatilidade tem efeitos permanentes no tempo, não sendo dissipados. O coeficiente (β_1) de persistência da volatilidade (0,69360) e estatisticamente significativo ao nível de 5%, confirma que os choques da volatilidade serão lentamente enfraquecidos dos retornos, enquanto, o coeficiente de reação (α_1) é igual a 0,33360 e estatisticamente significativo ao nível de 5%, mostra que o retorno dos preços do boi gordo possuem pequena volatilidade.

Observa-se, que os resultados obtidos estão coerentes com o funcionamento do mercado do boi gordo. Por se tratar de uma *commodity*, o preço do boi gordo é determinado através da oferta e demanda de animais. A grande procura em certos períodos do ano, associado à queda na oferta (entressafra), provoca um aumento no preço, assim como, em períodos de maior oferta e menor demanda, os preços tendem a diminuir. Outro fator que influencia no preço é a relação produtor-frigorífico. Os pecuaristas desejam uma cotação maior do seu produto enquanto os frigoríficos desejam uma cotação menor, sendo que a força de cada um é variável ao longo do tempo, devido aos ciclos pecuários (intra-anual, plurianual e do consumo). Assim, os choques dos preços do boi gordo são persistentes e apresentam pequena volatilidade.

A volatilidade pode apresentar assimetria, ou seja, choques negativos podem ter influência maior do que choques positivos sobre a volatilidade ou choques positivos



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



podem exercer influência menor do que choques negativos sobre a volatilidade, conhecido por efeito alavancagem (Mol et al, 2005).

Para captar essa assimetria foram testados os modelos EGARCH e TARCH, que pertencem à família ARCH.

O modelo EGARCH(1,1) mostra a presença da assimetria da volatilidade dos retornos, ou seja, choques de “boas” ou “más” notícias causam efeitos na volatilidade desses retornos. Isso pode ser verificado pelo parâmetro que capta a assimetria de volatilidade (0,019439), indicando que choques positivos na volatilidade não possuem o mesmo efeito que os choques negativos, ou seja, presença da assimetria da volatilidade nos retornos dos preços do boi gordo. O efeito alavancagem pode ser observado numa série histórica, quando o coeficiente de assimetria da volatilidade (γ) do modelo EGARCH for menor que zero. Portanto, o coeficiente se mostrou maior que zero, indicando a ausência do efeito alavancagem. O coeficiente de persistência é elevado (0,915301) e estatisticamente significativo ao nível de 5%, confirmando que os choques da volatilidade serão lentamente enfraquecidos dos retornos.

No modelo TARCH(1,1), o coeficiente do termo $d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ mostrou-se estatisticamente significativo ao nível de 5%, ou seja, choques positivos e negativos têm impactos diferenciados sobre a volatilidade e dos retornos do preço do boi gordo. Assim, este coeficiente se apresentou maior que zero, evidenciando a inexistência do efeito alavancagem.

O coeficiente relacionado aos choques negativos (0,373745) apresentou valor superior ao coeficiente relacionado aos choques positivos (0,310327). Assim, “más notícias” tendem a ter um impacto superior sobre a volatilidade dos preços do boi gordo do que “boas notícias”.

4. CONCLUSÕES

Os modelos da família GARCH fornecem informações importantes sobre as características de séries financeiras.

Neste artigo realizou-se uma análise empírica da volatilidade dos retornos dos preços do boi gordo do Estado de São Paulo, utilizando os modelos ARCH, GARCH, EGARCH e TARCH.

Os retornos diários dos preços do boi gordo no período analisado representaram uma distribuição leptocúrtica devido ao excesso de curtose em relação à distribuição normal. A estatística de Jarque-Bera indicou a rejeição da normalidade da distribuição da série.

Os resultados empíricos mostraram reações de persistência e assimetria na volatilidade, ou seja, os choques negativos e positivos têm impactos diferenciados sobre a volatilidade dos retornos dos preços do boi gordo, o que pode ser comprovado pelos modelos EGARCH e TARCH.

Deve-se ressaltar, que o efeito do choque sobre a volatilidade, tende a levar mais tempo para dissipar-se.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



ALEXANDER, Carol (2005) “**Modelos de Mercados**: Um Guia para a análise de informações financeiras”. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros.

ALMEIDA, N. M. C. G.; PEREIRA, P. L. V. (1999) “Mudança de Regime em Volatilidade: Os Modelos SWGARCH”. *Anais do XXI Encontro Brasileiro de Econometria*, p.39-58.

BOLLERSLEV, Tim (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*, v.31, n.3, p.307 – 327.

BROOKS, Chris. (2002) “Introductory econometrics for finance”. United Kingdom: Cambridge University Press, 701p.

BUSTAMANTE, M.; FERNANDES, M. (1995) “Um Procedimento para análise da persistência na volatilidade”. *Anais do XVII Encontro Brasileiro de Econometria*. p. 203-223.

CENTRO DE ESTUDOS EM ECONOMIA APLICADA – ESALQ/USP. Disponível em: www.cepea.esalq.usp.br Acesso em: 25/3/2008.

DICKEY, D.A. & FULLER, W. (1979). “A distribution of the estimators for autoregressive times series with unit root”. *Journal of the American Statistical Association*.

_____ (1981). “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. *Econometrica*, n.49, p. 1057-1072.

ENGLE, Robert. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variances of United Kingdom Inflation”. *Econometrica*, v.50, n.4, p.987-1007.

ENDERS, Walter (2004). “Applied econometric time series”. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 460p.

GREENE, H. W. (2000) “Econometric Analysis”. Prentice Hall International, Inc.

MADDALA, G.S; KIM, In-Moo. (1998) “Unit roots, cointegration and structural change”. United Kingdom: Cambridge University Press, 505p.

MOL, A.L.R.; CASTRO Junior, L.G.; SAFADI, T.; FIGUEIREDO, D.F. (2003) - “Assimetria na volatilidade dos retornos de derivativos de café”- revista BM&F, 157.

NELSON, D.B. (1991) “Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach”. *Econometrica*, v. 59, p. 347-370.



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



SILVA, W.S.; SAFADI, T; GONZAGA, C.J.- (2005) “Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja. *Revista de Economia Rural*, Rio de Janeiro, v.43, n.1, p.119-134, jan-mar.

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