

CADERNOS DO IME – Série Estatística

Universidade do Estado do Rio de Janeiro - UERJ

Rio de Janeiro - RJ - Brasil

ISSN 1413-9022 / v. 26 p. 15 - 28, 2009

MODELAGEM DE ESTIMAÇÃO DA VOLATILIDADE DO RETORNO DAS AÇÕES BRASILEIRAS: OS CASOS DA PETROBRAS E VALE

Carlos_Alberto Gonçalves da Silva

Departamento de Engenharia de Produção - CEFET-RJ

cags@cefet-rj.br

gon.silva@soft2.com.br

Resumo

O presente estudo examina o processo de volatilidade do retorno das ações preferenciais da Petrobras e da Vale, utilizando os modelos heteroscedásticos, no período 03 de julho de 2000 a 11 de agosto de 2008. 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, o que pode ser comprovado pelos modelos EGARCH(1,1) e TAR(1,1). Com base no critério de raiz do erro quadrático médio (REQM), o modelo escolhido para a previsão da volatilidade das ações da Petrobras e da Vale foi o EGARCH(1,1), verificou-se a presença da assimetria da volatilidade dos retornos, ou seja, choques de “boas” ou “más” notícias causam efeitos na volatilidade desses retornos.

Palavras-chave: Volatilidade, Assimetria, Modelos Heteroscedásticos.

1. Introdução

Neste estudo pretende-se empiricamente avaliar o retorno e a volatilidade condicional dos retornos das ações preferenciais da Petrobras e da Vale, bem como o comportamento assimétrico na volatilidade, utilizando os modelos condicionalmente heteroscedásticos. Também é investigada a sazonalidade no comportamento das variações dos preços das ações e na sua volatilidade, com a inclusão de variáveis *dummy*. A pesquisa foi realizada utilizando-se a taxa de retorno diária das ações com base no preço do fechamento, no período 03 de julho de 2000 a 11 de agosto de 2008.

A seguir realiza-se um breve comentário de alguns trabalhos utilizando modelos condicionalmente heteroscedásticos.

Mota e Fernandes (2004), compararam modelos da família GARCH com estimadores alternativos baseados em cotações de abertura, fechamento, máximo e mínimo. Os resultados indicaram que os estimadores alternativos são precisos quanto aos modelos do tipo GARCH.

Morais e Portugal (1999) apresentaram modelos da família GARCH que captam diferentes efeitos observados em séries financeiras, tais como a aglomeração da variância, o efeito “leverage” e a persistência na volatilidade. Neste estudo é comparada a estimativa da volatilidade do índice Bovespa obtida por processos determinísticos e estocásticos, abrangendo três períodos conturbados: a crise do México, a crise Asiática e a moratória Russa. Os resultados do estudo mostraram que ambos os processos conseguem prever a volatilidade.

Costa e Ceretta (1999) examinaram a influência de eventos sobre a volatilidade nos mercados de ações da América Latina, utilizando o modelo GJR-GARCH(1,1)-M. O estudo utiliza índices diários dos mercados de ações e abrange um período compreendido entre janeiro de 1995 e dezembro de 1998. Os resultados obtidos sugerem que a influência dos eventos negativos é superior a dos eventos positivos na maioria dos países analisados.

Em relação à aplicação de séries financeiras, vários autores brasileiros e internacionais desenvolveram trabalhos, utilizando os modelos da família GARCH, pode-se citar Duarte *et al.* (1996), Bustamante *et al.* (1995), Almeida *et al.* (1999), Issler (1999), Baidya *et al.* (1999), Barcinski *et al.* (1997), Engle *et al.* (1986), Bollerslev *et al.* (1992) e Silva (2006).

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), no sentido de verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais. O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

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

onde:

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

α = constante;

βt = componente de tendência do modelo;

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

$\sum_{j=1}^{p-1} \delta_{j+1} \Delta Y_{t-j}$ 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

Para determinar o número de defasagens a serem incluídas no modelo (1), serão adotados os critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (SC), por serem os mais utilizados em trabalhos empíricos.

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:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right] \quad (2)$$

onde:

JB = teste Jarque-Bera;

n = número de observações;

S^2 = assimetria das observações;

C = curtose das observações.

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

Serão utilizados neste estudo, três modelos de volatilidade condicional, a saber, os modelos GARCH, EGARCH e TARARCH.

No trabalho inicial de Engle (1982) é proposto o primeiro modelo a tratar da variância condicional em séries financeiras, ou seja, o modelo ARCH (**Autoregressive Conditional Heteroscedasticity**), o qual explicita que a volatilidade (variância condicional) de uma série temporal é uma variável aleatória condicionada pela variabilidade verificada nos momentos passados. A idéia deste modelo é de que a variância de “ ε ” no período t depende do quadrado do termo de erro no período $t-1$, ou seja, depende de (ε_{t-1}^2) . Portanto, pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (3)$$

onde:

σ_t = variância condicional;

α_0 = constante;

α_1 = coeficiente de reação;

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

$\alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$ = 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 ($\alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$) mostra os efeitos do dia anterior de grandes movimentos de mercado.

Bollerslev (1986) afirmou em que várias aplicações os modelos ARCH precisam de grandes p no sentido de evitar problemas de variâncias negativas, conseqüentemente

uma defasagem fixa deveria ser imposta. Já Bourbonnais e Terreza (2008) mostram que um processo ARCH só é justificado até a ordem $p = 3$, superior a 3 usam-se os modelos GARCH, que apresentam melhores resultados.

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

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

$$\sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \beta_1 \sigma^2_{t-1} \quad (4)$$

onde:

σ^2_t = variância condicional no período t

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.

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:

$$\ln \sigma_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right) \quad (5)$$

onde:

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

α_0 = 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;

α_1 = coeficiente de reação da volatilidade;

γ = 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 TARCH (**Theroshold 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 TARCH pode ser expressa como:

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

onde:

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_1 = 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 $\alpha_1 + \gamma_1$. Se $\alpha_1 > 0$, as previsões negativas têm um efeito menor do que as previsões positivas. Esse é o conhecido efeito “leverage”. O choque é assimétrico se $\gamma_1 \neq 0$ e simétrico se $\gamma_1 = 0$.

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

3. Resultados

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos no site Yahoo/finanças no período de 03/7/2000 a 11/8/2008, com um total de 2088 observações diárias.

As figuras 1 e 2 mostram o comportamento das séries de preços e retornos diários das ações preferenciais da Petrobras e da Vale no período considerado. Os retornos diários foram calculados através da fórmula:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}). \quad (10).$$

Figura 1- Séries das Cotações e Retornos Diários da Ação Preferencial da Petrobras

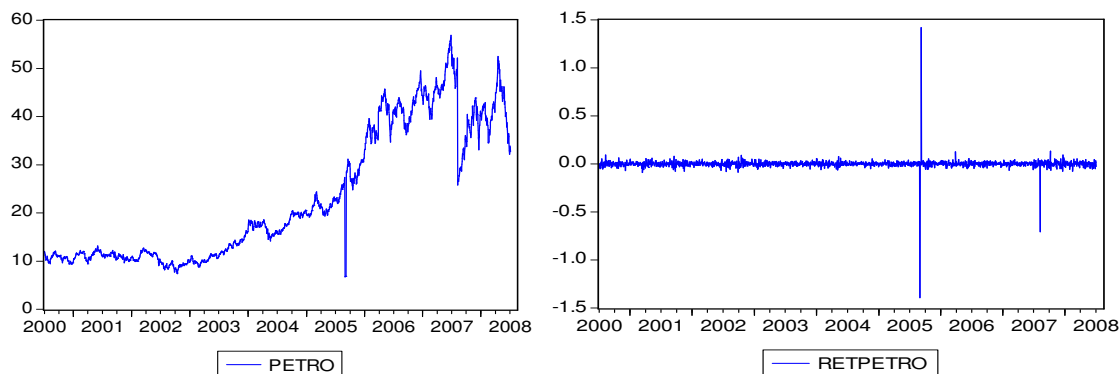
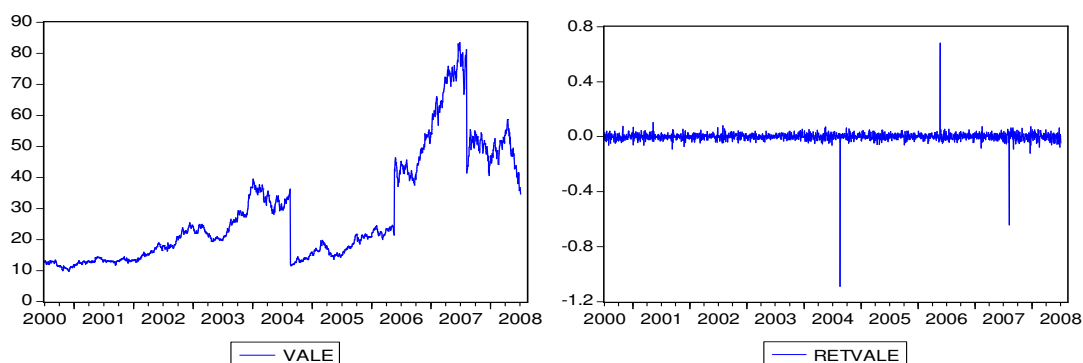


Figura 2 – Séries das Cotações e Retornos Diários da Ação Preferencial da Vale



Sendo que P_t representa o preço da ação no dia t e P_{t-1} o preço da ação no dia anterior ($t-1$).

Algumas estatísticas descritivas básicas para os retornos das ações brasileiras (Petrobras e Vale) são apresentadas na tabela 1. Observa-se que os retornos diários no período analisado representam 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 das séries.

Tabela 1 – Sumário estatístico dos retornos da Petrobras e Vale

Estatísticas	Petrobras	Vale
Média	0,000479	0,000482
Mediana	0,000010	0,000002
Máximo	1,420184	0,680346
Mínimo	-1,392525	-1,089279
Desvio padrão	0,050859	0,037822
Assimetria	-0,697926	-11,02857
Curtose	578,8648	420,6562
Jarque-Bera	28,851,138	15.218,319
p-valor JB	0,0000000	0,0000000
Observações	2088	2088

A partir do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com constante e com tendência, identificou-se que as séries dos retornos da Petrobras e da Vale são estacionárias e não contém raízes unitárias, conforme se observa na tabela 2.

Tabela 2 – Teste de estacionaridade para a série dos retornos da ação da Petrobras e da Vale

Variável	Defasagens	Teste Dickey-Fuller	Valor Crítico (5%)
Retpetro	5	- 27,63189	- 3,411962
Retvale	0	- 45,25302	- 3,411962

O passo seguinte foi estimar os parâmetros dos modelos para a série de retornos das ações preferenciais da Petrobras e da Vale. Os resultados da estimação da volatilidade dos retornos da ação da Petrobras encontram-se apresentados na tabela 4.

Tabela 4 Petrobras - Resultados da estimação dos modelos

Variância	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	TARCH (1,1)
α_0	0,00000739 (0,0000)	- 4,426206 (0,0000)	0,00000638 (0,0000)
ε_{t-1}^2	0,190860 (0,0000)		- 2,488886 (0,0000)
σ_{t-1}^2	0,899433 (0,0000)		2,982009 (0,0000)
$d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$			0,473690 (0,0000)
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}}$		0,212834 (0,0000)	
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$		0,477807 (0,0000)	
$\ln(\sigma_{t-1}^2)$		0,279006 (0,0000)	
AIC	- 3,919081	- 3,178597	- 3,997204
SC	- 3,908268	- 3,167785	- 3,986391

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

Observa-se no modelo GARCH(1,1), que os coeficientes estimados são estatisticamente significativos ao nível de 5%. A soma dos coeficientes α_1 e β_1 foi igual a 1,090, indicando que um choque na série dos retornos da Petrobras terá efeito por muito tempo na volatilidade destes retornos. O coeficiente de persistência da volatilidade (0,899), confirma que os choques da volatilidade serão lentamente enfraquecidos dos retornos.

No modelo EGARCH(1,1) verifica-se 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 (0,212834), indicando que choques positivos na volatilidade não possuem o mesmo efeito que os choques negativos, ou seja, presença da assimetria da volatilidade nos retornos da Petrobras.

Já no modelo TARARCH(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 da Petrobras. Assim, este coeficiente se apresentou maior que zero, evidenciando a inexistência do efeito alavancagem. O coeficiente referente aos choques negativos (0,473690) apresentou valor superior ao coeficiente relacionado aos choques positivos (-2,488886). Assim, “más notícias” tendem a ter um impacto superior sobre a volatilidade das cotações da Petrobras do que “boas notícias”.

Os resultados da estimação da volatilidade dos retornos da Vale estão apresentados na tabela 5.

A soma dos coeficientes de reação (ARCH) com os coeficientes de persistência da volatilidade (GARCH) define se os riscos persistem na série de retornos. Portanto, observa-se que o somatório dos coeficientes foi igual a 0,7562, o que indica que os choques da volatilidade levarão tempo para desaparecer.

A assimetria de choques sobre a volatilidade é confirmada tanto pelo modelo EGARCH (1,1), posto que o coeficiente estimado associado ao termo $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}}$ mostrou-se significativo, quanto pelo modelo TARARCH (1,1), parâmetro estimado ao termo $d_{t-1}.\varepsilon_{t-1}^2$ mostrou-se significativamente diferente de zero.

Tabela 5 – Vale - Resultados da estimação dos modelos

Variância	GARCH (2,2)	EGARCH (1,1)	TARARCH (1,1)
α_0	0,001087 (0,0000)	- 8,134315 (0,0000)	0,000222 (0,0058)
ε_{t-1}^2	- 0,001569 (0,0000)		- 0,250875 (0,0292)
ε_{t-2}^2	0,377620 (0,0000)		

σ_{t-1}^2	0,455362 (0,0000)		0,461435 (0,0196)
σ_{t-2}^2	- 0,072263 (0,0152)		
$d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$			0,248971 (0,0005)
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}}$		1,501978 (0,0000)	
$\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}$		1,339087 (0,0000)	
$\ln(\sigma_{t-1}^2)$		- 0,057162 (0,0000)	
AIC	- 3,666312	- 4,004855	- 3,604414
SC	- 3,652797	- 3,994033	- 3,593602

Fonte: Elaborada pelo autor

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

Para verificar o melhor modelo de volatilidade foi calculada a raiz do erro quadrático médio do erro das previsões. Os resultados obtidos encontram-se apresentados na tabela 6. Assim sendo, o melhor modelo para a previsão da volatilidade da ação preferencial da Petrobras e da Vale foi o EGARCH(1,1).

Tabela 6 – Raiz do erro quadrático médio

Petrobras		Vale	
Modelos	REQM	Modelos	REQM
GARCH (1,1)	0,051216	GARCH (2,2)	0,037861
EGARCH (1,1)	0,050808	EGARCH (1,1)	0,037852
TARCH (1,1)	0,050900	TARCH (1,1)	0,037960

4. Considerações Finais

Neste estudo realizou-se uma análise empírica da volatilidade dos retornos dos preços das ações preferenciais da Petrobras e da Vale, utilizando os modelos GARCH, EGARCH e TARCH.

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, o que pode ser comprovado pelos modelos EGARCH e TARCH.

Com base no teste de raiz do erro quadrático médio (REQM), o modelo escolhido para a previsão da volatilidade da ação da Petrobras e da Vale foi o EGARCH(1,1).

Referências

- ALMEIDA, N. M. C. G.; PEREIRA, P. L. V. Mudança de Regime em Volatilidade: Os Modelos SWGARCH. **Anais...XXI Encontro Brasileiro de Econometria**, p.39-58, (1999).
- BAIDYA, T. K. N; COSTA, P. H. S. Modelagem de Séries Financeiras Brasileiras: Previsão de Preços de Alguns Ativos. **Revista da Sobrapo**, 1999.
- BARCINSKI, A.; ALMEIDA, B. C. D.; GARCIA, M. G. P.; SILVEIRA, M. A. C. **Estimação da volatilidade do retorno das ações brasileiras – Um método alternativo à família GARCH**. Revista BM&F, n.116, pp. 21-39, 1997.
- BOLLERSLEV, T.; RAY, Y. C. ; KENNETH, F. K. **ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence**. Journal of Econometrics, 52, pp 5-59, 1992.
- BOLLERSLEV, T. **Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity**. Journal of Econometrics, v.31, n.3, p.307 – 327, 1986.
- BUSTAMANTE, M.; FERNANDES, M. Um Procedimento para análise da persistência na volatilidade. **Anais... XVII Encontro Brasileiro de Econometria**. p.203-223,1995.
- COSTA Jr. N. C. A.; CERETTA, P. S. Influência de Eventos positivos e negativos sobre a volatilidade dos mercados na América Latina. **Caderno de Pesquisa em Administração –USP**, v.1, n.10, 1999.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.. A Distribution of the Estimators for Autoregressive Times Series with Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, 1979.
- DUARTE ,J.A.M.; PINHEIRO ,M.A.; HEIL,T.B.B. **Estimação da Volatilidade de Ativos e Índices Brasileiros**. Resenha BM&F, n.111,p.16-28, 1996.
- ENGLE, R. F **Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variances of United Kingdom Inflation**. Econometrica, v.50, n.4, p.987-1007, 1982.
- ENGLE, R. F. Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. **The Journal of Finance**, 48, pp. 1749-1778, 1983.
- ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. Modelling the Persistence of Conditional Variances. **Econometric Review**, 5, pp. 1-50, 1986.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 460p., 2004.
- GLOSTEN, L. R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE ,D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks. **Journal of Finance**, 48, 1779-1801.
- ISSLER, J. V. Estimating and Forecasting the Volatility of Brazilian Finance series Using ARCH Models. **Revista de Econometria**, v.19,n.1,p.5-56, 1999.

JARQUE, C.; BERA, A. A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. **International Statistical Review**, 55, pp.163-172, 1987.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. (1999). Modelagem e Previsão de Volatilidade Determinística e Estocástica para a Série do Ibovespa. **Estudos Econômicos**, v.29, n.3, pp. 303-34, 1999.

MOTA, B.; FERNANDES, M. Desempenho de Estimadores de Volatilidade na Bolsa de Valores de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, 58(3), pp.429-448, 2004.

Nelson, D.b. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach. **Econometrica**, v. 59, p. 347-370, 1991.

SILVA, C. A. G. Uma Análise Empírica da Volatilidade do Retorno da Ação da Petrobras – **Anais...X Encontro de Modelagem Computacional**, Instituto Politécnico/UERJ, Nova Friburgo, RJ, 2006.

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

MODELLING OF ESTIMATE OF THE VOLATILITY OF THE RETURN OF THE BRAZILIAN ACTIONS: CASES OF PETROBRAS AND VALE

Abstract

The present study examines the process of volatility of the returns of the preferential actions of Petrobras and Vale, using conditional Heteroskedasticity models in the period January 3rd, 2000 to December 11th, 2008. The empirical results showed persistence reactions and asymmetry in the volatility, in other words, the negative and positive shocks have impacts differentiated on the volatility of the returns, what can be proven by EGARCH(1,1) and TAR(1,1) models. On the basis in the test of the average quadratic error (REQM), the model chosen for the forecast of the volatility of the actions of Petrobras and Vale it was EGARCH(1,1), the presence of the asymmetry of the volatility of the returns was verified, in other words, shocks of “good” or “bad” news cause effects in the volatility of those returns.

Key-words: Volatility, Asymmetry, Heteroskedasticity Models.