

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA APLICADA

**VOLATILIDADE ESTATÍSTICA DETERMINÍSTICA:
UMA AVALIAÇÃO PARA O RETORNO DA AÇÃO “VALE DO RIO DOCE”**

VINICIUS FERRASSO DA SILVA

Porto Alegre

2006

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

VOLATILIDADE ESTATÍSTICA DETERMINÍSTICA:
UMA AVALIAÇÃO PARA O RETORNO DA AÇÃO “VALE DO RIO DOCE”

Vinicius Ferrasso da Silva

ORIENTADOR: Professor Marcelo Savino Portugal

Dissertação apresentada ao programa
de Pós-Graduação em Economia da
Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS,
como requisito parcial para a obtenção do grau de
Mestre, na modalidade profissionalizante.

Porto Alegre

2006

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS

S586v

Silva, Vinicius Ferrasso

Volatilidade estatística determinística : uma avaliação para o retorno da
ação “Vale do Rio Doce” / Vinicius Ferrasso Silva. – Porto Alegre, 2006.
80 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Universidade
Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2006.

1. Finanças: Brasil. 2. Mercado de capitais. 3. Mercado financeiro:
Volatilidade. 4. Previsão. 5. Modelo econométrico. 6. Companhia Vale do
Rio Doce. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio
Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-
Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.76

VOLATILIDADE ESTATÍSTICA DETERMINÍSTICA:
UMA AVALIAÇÃO PARA O RETORNO DA AÇÃO “VALE DO RIO DOCE”

Vinicius Ferrasso da Silva

Dissertação apresentada ao programa
de Pós-Graduação em Economia da
Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS,
como requisito parcial para a obtenção do grau de
Mestre, na modalidade profissionalizante.

Aprovada em: Porto Alegre, _____ de _____ de 2006.

Prof. Dr. Ronald Hillbrecht
UFRGS

Prof. Dr. Gilberto
UFRGS

Prof. Dr. Adalmir Antonio Marquetti
PUCRS

AGRADECIMENTOS

Sou grato a todos aqueles que de alguma forma me auxiliaram para mais essa conquista.

Agradeço a Deus, aos nossos anjos da guarda, aos meus entes familiares que estão no nosso convívio espiritualmente, cito com muito amor, carinho e eterna admiração, minha Vó Iria que ensinou a mim e meus irmãos ao longo de sua vida tudo aquilo que não poderíamos aprender na escola.

De maneira única e incomparável, aos meus pais, irmãos, irmã e namorada que ao meu lado, sempre me incentivaram a persistir em busca dos meus objetivos.

Assim como, aos meus professores que com sua sabedoria, souberam ao longo do curso, transmitir seus conhecimentos e, de maneira inestimável ao Professor Dr. Marcelo Savino Portugal que com sua humildade e destreza na prática do ensino, me ensinou e mostrou os caminhos para conclusão desse trabalho.

RESUMO

Esta dissertação estima os modelos de volatilidade para a série de preços da Vale do Rio Doce, para uma série de sub-períodos de 1998 até 2004. Está organizada em quatro capítulos, incluindo a introdução e conclusão. O primeiro capítulo, faz uma apresentação geral do trabalho. O capítulo segundo, faz um histórico da Vale do Rio Doce e discute o mercado de capitais, bem como a sua relação com o desenvolvimento econômico. O terceiro capítulo faz referência aos procedimentos empíricos que serão utilizados no último capítulo e faz uma revisão empírica para o Brasil. Por fim, no quarto e último capítulo é realizada uma análise econométrica para a ação da Vale do Rio Doce.

Palavras-chave: Finanças: Brasil, Mercado de capitais, Mercado financeiro, Volatilidade, Previsão, Modelo econométrico, Companhia Vale do Rio Doce, Marcelo Savino Portugal, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia.

ABSTRACT

This work of conclusion esteem the models of volatileness for the series of prices of the Valley of the River Candy, for a series of sub-periods of 1998 up to 2004. It is organized in four chapters, having icluindo the introduction and the conclusion. The first chapter, makes a general presentation of the work. The chapter second, makes a description of the Valley of the River Candy and argues the stock market, as well as its relation with the economic development. The third chapter make reference to reference the empirical procedures that will be used in the last chapter and makes an empirical revision for Brazil. Finally, in the room and last chapter a econometrical analysis for the action of the Valley of the River is carried through Candy.

Keywords: Finances: Brazil, Stock market, financial Market, Volatileness, Forecast, econometrical Model, Company Valley of the River Candy, Marcelo Savino Portugal, Federal University of the Rio Grande Do Sul, College of Economic Sciences, Program of after-graduation in Economy.

LISTA DE FIGURAS

1.1.1 Variações de preços de forma logarítmica.....	14
1.2.1 Modelo de regressão clássico.....	15
1.2.2 Hipótese de homocedasticidade.....	15
1.2.3 Variância do termo do erro, dada uma ou mais variáveis explanatórias.....	16
1.2.4 Variância de ε_t através do método de mínimos quadrados ponderados.....	16
1.3.1 Procedimento dos Mínimos Quadrados Ordinários.....	18
1.3.2 Modelo de regressão linear.....	19
1.3.3 Distribuição de probabilidade com distribuição normal.....	19
1.3.4 Função de probabilidade.....	19
1.3.5 Função de verossimilhança logarítmica.....	20
3.3.1 Estimação de um modelo $AR(1)$, $X_t = \alpha X_{t-1} + e_t$ um passo à frente.....	39
3.3.2 Variância condicional de X_{t+1}	39
3.3.3 Autoregressão proposta por Engle (1982).....	39
3.3.4 Variância condicional.....	40
3.3.5 Um processo ARCH (1) Simulado.....	40
3.3.6 Processo ARCH(p).....	41

3.3.7 Processo AR(p).....	41
3.3.8 Previsões para a volatilidade.....	41
3.4.1 Variância tal como o modelo ARCH(p).....	42
3.4.2 Comportamento da variância tal como um processo ARMA.....	42
3.4.3 Previsões da volatilidade em modelos GARCH.....	42
3.4.4 Método de máxima verossimilhança.....	43
3.4.5 Função do log verossimilhança.....	43
3.5.1 Modelo não-linear EGARCH.....	43
3.6.1 Modelo Integrado GARCH (IGARCH).....	44
3.7.1 Modelo de ARCHM.....	47
4.1.1 Primeira diferença do log do preço do ativo Vale do Rio Doce.....	55

LISTA DE GRÁFICOS

4.1.1 Desempenho do valor ajustado da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	56
4.1.2 Desempenho dos Retornos em Ln da ação Vale do Rio Doce PNA.....	57
4.1.3 Desempenho dos Retornos ao quadrado em Ln da ação Vale do Rio Doce	57
4.2.1.1 Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce	59
4.2.1.2 Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para as 740 observações.....	62
4.2.1.3 Variância Condicional GARCH (1,1) para as 740 observações.....	62
4.2.1.4 Gráfico residual da equação estimada para as 740 observações.....	63
4.2.1.5 Gráfico residual estandardizados da equação estimada.....	63
4.2.2.1 Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA	64
4.2.2.2 Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para as 1235 observações.....	67
4.2.2.3 Variância Condicional GARCH (1,1) para as 1235 observações.....	67
4.2.2.4 Gráfico residual da equação estimada para as 1235 observações.....	68
4.2.2.5 Gráfico residual estandardizados da equação estimada.....	68
4.2.3.1 Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	69
4.2.3.2 Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para a 742 observações.....	72
4.2.3.3 Variância Condicional GARCH (1,1) para as 1235 observações.....	72

4.2.3.4 Gráfico residual da equação estimada para as 1235 observações.....	73
4.2.3.5 Gráfico residual estandardizados da equação estimada.....	73
4.2.4.1 Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	74
4.2.4.2 Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para as 1733 observações.....	77
4.2.4.3 Variância Condicional GARCH (1,1) para as 1733 observações.....	77
4.2.4.4 Gráfico residual da equação estimada para as 1733 observações.....	78
4.2.4.5 Gráfico residual estandardizados da equação estimada.....	78

LISTA DE TABELAS

4.2.1.1 Estatística descritiva do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	59
4.2.1.2 Observações para detecção de autocorrelação.....	60
4.2.1.3 Resultados da estimação para as 740 observações de 1998 até 2000.....	61
4.2.2.1 Estatística descritiva do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	64
4.2.2.2 Observações para detecção de autocorrelação.....	65
4.2.2.3 Resultados da estimação para as 1235 observações de 1998 até 2002.....	66
4.2.3.1 Estatística descritiva do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	69
4.2.3.2 Observações para detecção de autocorrelação.....	70
4.2.3.3 Resultados da estimação para as 742 observações de 2000 até 2002.....	71
4.2.4.1 Estatística descritiva do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA.....	74
4.2.4.2 Observações para detecção de autocorrelação.....	75
4.2.4.3 Resultados da estimação para as 1733 observações de 1998 até 2004.....	76

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	15
1.1	O PROBLEMA DA HETEROCESDASTICIDADE.....	16
1.2	METODOLOGIA DE ESTIMAÇÕES.....	18
1.3	FINANÇAS EMPÍRICAS NO BRASIL.....	23
2	COMPANHIA VALE DO RIO DOCE E O MERCADO DE CAPITAIS.....	25
2.1	A HISTÓRIA DA COMPANHIA VALE DO RIO DOCE.....	25
2.2	MERCADO DE CAPITAIS.....	24
2.2.1	Preliminares do Mercado de Capitais.....	30
2.2.2	Mercado de Capitais e Desenvolvimento Econômico.....	36
3	MODELOS DE VOLATILIDADE: TEORIA E APLICAÇÕES PARA O BRASIL.....	39
3.1	INTRODUÇÃO.....	39
3.2	CARACTERÍSTICAS DAS SÉRIES FINANCEIRAS.....	39
3.3	MODELO ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity).....	40
3.4	MODELO GARCH (Generalized ARCH).....	42
3.5	MODELO EGARCH (Exponential GARCH).....	44
3.6	MODELO IGARCH.....	45
3.7	APLICAÇÕES PARA O BRASIL.....	46

4 ESTIMATIVAS DA VOLATILIDADE DOS RETORNOS DIÁRIOS DA AÇÃO VALE DO RIO DOCE PNA	55
4.1 CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS.....	55
4.2.1 Período de 1998 ATÉ 2000.....	59
4.2.2 Período de 1998 ATÉ 2002.....	64
4.2.3 Período de 2000 ATÉ 2002.....	69
4.2.4 Período de 1998 ATÉ 2004.....	74
4.3 Conclusão.....	79
RERERÊNCIAS.....	82

1 INTRODUÇÃO

Não há definição de risco universalmente aceita. Uma maneira de pensar a respeito do risco dos retornos em ações é em termos do grau de dispersão da distribuição de frequências. A dispersão de uma distribuição é uma medida de quanto um dado retorno pode se afastar do retorno médio. Se a distribuição apresentar uma dispersão muito grande, os retornos que poderão ocorrer serão muito incertos. Ao contrário, uma distribuição cujos retornos se situam todos dentro de uns poucos percentuais de distância é concentrada, e os retornos menos incertos.

Neste contexto a volatilidade, sendo uma medida estatística de risco, que representa a variação de preço referente a um desvio padrão, a sua consideração num modelo, para fins de estimação, é de grande relevância.

Para um modelo com o objetivo de modelar a volatilidade de uma determinada ação, é necessário observar as características existentes na série através da sua identificação e reprodução. Tais processos são denominados de fatos estilizados.

Quando se observa dados com acentuada dispersão e variabilidade, remetemo-nos à análise de variância. A variância é a média ponderada dos desvios entre os resultados de uma variável aleatória e seu valor esperado, servindo como peso da ponderação as correspondentes probabilidades de cada resultado ocorrer, i.e quanto maior for a variância de uma determinada ação, maior será sua volatilidade, não obstante, mais difícil será a construção de um modelo econométrico para a previsão.

Para se analisar o desempenho de uma ação, continuamente recorre-se a uma forma de determinação simplista, através do cálculo da volatilidade histórica.

Partindo do pressuposto que a volatilidade histórica é definida como o desvio padrão de uma série de preços medidos em intervalos regulares, sendo que estes preços mudam de forma contínua, usualmente utilizam-se as variações de preços de forma logarítmica (Nelson, 1973) e, ao final, tem-se:

$$R = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1.1.1)$$

com P_t sendo o preço do ativo no tempo t e P_{t-1} seu preço em $t-1$.

No entanto, pelo fato da volatilidade histórica ser constante ao longo do tempo, ou seja, um processo de indução retroativa, se apoiando no comportamento passado dos ativos, esta por sua vez não chama a atenção dos analistas financeiros¹. Levando-os a métodos de estimação e previsão que considerem a volatilidade futura ao longo do tempo de vida da ação, i.e, a consideração de que a variância em t pode estar ou não condicionada às informações passadas.

1.1 O PROBLEMA DA HETEROCESDASTICIDADE

No modelo de regressão clássico tem-se que:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + e_i \quad (1.2.1)$$

- 1.a) Os X são fixos. Não há relação linear entre duas ou mais das variáveis explanatórias
- 1.b) Os erros são distribuídos independentemente de uma população com distribuição normal com valor esperado – esperança matemática – zero e variância constante, ou seja, a hipótese de homocedasticidade. Simbolicamente,

$$E(e_i^2) = \sigma^2 \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1.2.2)$$

No entanto, a variabilidade existente no mercado financeiro, onde os erros de previsão ora são relativamente grandes, ora são relativamente pequenos, é característico do próprio mercado, sensível a externalidades, tais como: modificação dos fundamentos econômicos do país, troca de governos, embates políticos dentre outros. Para se estudar tal mercado, é plausível considerar que a variância do termo do erro não seja constante, logo, os modelos tradicionais podem resultar em parâmetros não-tendencioso consistentes, porém não mais eficientes. Este tipo de perturbação é conhecido na literatura como heterocedasticidade (Pindyck; Rubinfeld, 2004).

¹ Volatilidade histórica é calculada usando séries passadas de um determinado ativo. Embora seja difícil prever o futuro, uma análise criteriosa da variação passada de um ativo pode nos conduzir a aproximações satisfatórias sobre o seu comportamento futuro.

Halbert White (1980) sugeriu um estimador para as variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes de mínimos quadrados com o intuito de corrigir a heterocedasticidade. White utilizou inferências estatísticas assintoticamente válidas sobre os verdadeiros valores dos parâmetros, de modo que resultou em erros-padrão consideravelmente maiores que os por mínimos quadrados ordinários (MQO), tornando os valores da estatística t estimados menores que os obtidos por MQO.

A especificidade é que a variância do termo do erro varia diretamente na mesma proporção de uma ou mais variáveis explanatórias, tal como:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t \quad (1.2.3)$$

Neste caso, a variância de ε_t pode ser proporcional a X_{2t}^2 , permitindo a utilização do método de mínimos quadrados ponderados, no qual se dividem as variáveis do lado direito e esquerdo da equação por X_{2t} e, logo se estima a equação de regressão transformada por MQO.

$$\frac{Y_t}{X_{2t}} = \beta_1 \frac{1}{X_{2t}} + \beta_2 + \beta_3 \frac{X_{3t}}{X_{2t}} + \varepsilon_t^* \quad (1.2.4)$$

O termo de erro transformado $\varepsilon_t^* = \frac{\varepsilon_t}{X_{2t}}$ é homocedástico e, sendo assim, os mínimos quadrados ordinários resultarão em estimativas de parâmetros eficientes.

Porém, é comum não saber a princípio qual das variáveis deve ser escolhida para transformar os dados; assim como também, pode haver o problema de correlação espúria, este termo refere-se à situação em que é verificado que a correlação está presente entre as razões das variáveis mesmo que as variáveis originais não tenham correlação ou sejam aleatórias.

Além disso, o processo de White, geralmente, é utilizado para grandes amostras e os erros-padrão obtidos de tais estimativas podem ser maiores ou menores que os erros-padrão não corrigidos. Em consonância, é importante frisar que os estimadores obtidos a partir do processo de White podem não ser tão eficientes como por métodos que transformam dados para refletir tipos específicos de heterocedasticidade.

Pode haver motivos para acreditar que a variância do termo do erro não seja uma função da variável explanatória, mas, em vez disso, varia ao longo do tempo de uma maneira que dependa de quão elevados tenham sido os erros no passado. Muitas vezes há evidências de uma aglomeração de erros grandes e pequenos, i.e, há um tipo particular de heterocedasticidade presente, em que a variância do erro de regressão depende da volatilidade dos erros no passado recente.

1.2 METODOLOGIA DE ESTIMAÇÕES

A perfeita simetria na execução de um modelo econométrico dependerá de quão eficaz e eficiente serão os parâmetros resultantes das estimativas de tal modelo.

É desejável que um estimador $(Y_t = \beta_1 + \alpha_{1t}X_{1t} + \alpha_{2t}X_{2t} + \dots + \alpha_{nt}X_{nt} + \varepsilon_t)$ e a estimativa, (\hat{Y}_t) , que ele gera, tenham certas qualidades, de modo que sejam obtido as informações mais fidedignas possíveis sobre o valor do verdadeiro parâmetro da população.

i) Não-tendenciosidade

A estimativa (\hat{Y}_t) de um parâmetro β , gerada por um estimador qualquer, é não-tendenciosa, se o valor esperado ou médio de \hat{Y}_t ($E(\hat{Y}_t)$) for igual a $\beta = E(\hat{Y}_t) = \beta$, i.e se (\hat{Y}_t) for calculado um grande número de vezes para amostras distintas, então a μ de todas essas estimativas serão iguais a β .

ii) Eficiência e Variância Mínima

A não-tendenciosidade é uma qualidade importante do estimador, mas nada informa sobre a dispersão da estimativa do parâmetro. Um estimador não tendencioso, mas com grande variância, conduzirá a estimativas muito distantes da realidade ou da realidade ou dão verdadeiro valor do parâmetro β . Uma estimativa \hat{Y}_i de β , obtida de um estimador qualquer, é eficiente ou tem variância mínima, se as seguintes condições forem satisfeitas: a) \hat{Y}_i é uma estimativa não-tendenciosa; b) $\text{Var}(\hat{Y}_i) < \text{Var}(\omega)$, onde ω é uma estimativa obtida mediante a utilização de outro estimador.

iii) Consistência

Uma estimativa \hat{Y}_i de β é consistente, se o limite da probabilidade de ocorrência de \hat{Y}_i for igual a β , quando o tamanho da amostra aumentar. Isso significa que, com o aumento de n , a estimativa \hat{Y}_i tende a aproximar-se do verdadeiro parâmetro, β .

Estas características são consideradas de inteira importância para as estimações de modelos econométricos. *A priori* destacar-se-á o método de estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), *a posteriori*, o método de Máxima Verossimilhança.

O procedimento dos MQO é equivalente a procurar por estimativas dos parâmetros que minimizam a soma dos erros dos quadrados (SEQ) ou a soma dos quadrados resíduos (SQR), ou ainda valor residual (VR), definido como:

$$SEQ \text{ ou } SQR \text{ ou } VR = \sum e_i^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2, \text{ onde } \hat{Y}_i = \hat{a} + \hat{b}_1 X_{1i} + \hat{b}_2 X_{2i} \quad (1.3.1)$$

Desta forma minimizam-se as somas dos erros ao quadrado dos valores amostrais a partir da média, este último deve ser tal que, resulte na soma dos erros tão inferior quanto possível, isto, dados os pressupostos do teorema de Gauss-Markov, ou seja, o estimador de

(MQO) de cada $[\hat{b}_j$ e \hat{a} (intercepto)], $(j=1,2,\dots,k)$, é o melhor estimador linear não-tendencioso².

Um método de estimativa com algumas propriedades teóricas mais fortes quanto as do método de MQO é o método da máxima verossimilhança (MV). Para uma abordagem sobre o (MV), inicia-se com o modelo de regressão linear

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1.3.2)$$

A priori, a estimação de (MV) exige que seja definida qual a distribuição de probabilidade da variável que se deseja estimar, a distribuição mais utilizada é a normal³ com média $\alpha + \beta X_i$ e variância τ^2 . A distribuição de probabilidade deve ser escrita explicitamente como

$$p(Y_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(Y_i - \alpha - \beta X_i)^2\right] \quad (1.3.3)$$

A função probabilidade é produto das probabilidades individuais tomadas para todas as N observações. Neste caso a função probabilidade é

$$L(Y_1, Y_2, \dots, Y_N, \alpha, \beta, \sigma^2) = p(Y_1) p(Y_2) \dots p(Y_N) \quad (1.3.4)$$

² Uma maior explanação quanto ao (MQO), ver Kmenta (1978), Pindyck e Rubinfeld (2004) ou Gujarati (2000)

³ As principais características da distribuição normal são as seguintes: a) A distribuição é contínua e simétrica em torno da média, implicando a igualdade entre a média, mediana e moda e a divisão em duas metades exatas da área sob a curva normal, tendo a média como ponto central, expressa na forma de um sino. b) O domínio da distribuição estende-se de $-\infty$ a $+\infty$, sendo assim, ilimitada. c) A altura máxima da curva normal é atingida no ponto $X = \mu$, e os pontos de inflexão ocorrem em $X = \mu \pm \sigma$. Isto significa que o desvio-padrão mede a distância do centro da distribuição ao ponto de inflexão. d) A distribuição normal pode ser plenamente especificada a partir de dois parâmetros: a média e a variância. Todos os momentos dependem só desses dois parâmetros. e) A combinação linear das variáveis aleatórias normalmente e independentemente distribuídas com determinadas constantes é também normalmente distribuída.

$$= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^N} \cdot \exp \left[-\sum \left(\frac{Y_i - \alpha - \beta X_i}{2\sigma^2} \right)^2 \right]$$

Assim como em (MQO), o objetivo da estimação de (MV) é encontrar os parâmetros α, β e σ^2 que tenham maior chance de gerar as observações da amostra Y_1, \dots, Y_N .

Isso é atingido através da maximização da função de verossimilhança com relação a cada um dos parâmetros. É conveniente trabalhar com o logaritmo da função de verossimilhança. A função de verossimilhança logarítmica é dada por

$$\log L = -\left(\frac{N}{2}\right) \log(2\pi) - \left(\frac{N}{2}\right) \log(\sigma^2) - \left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \sum (Y_i - \alpha - \beta X_i)^2 \quad (1.3.5)$$

Logo, maximizar \log de L é equivalente a L porque a transformação logarítmica é monotônica e crescente. Desta forma, deriva-se a função de verossimilhança logarítmica com relação a cada um dos três parâmetros desconhecidos, igualando-os as derivadas a zero. Assim, encontram-se os seguintes estimadores de máxima verossimilhança respectivamente;

$$\alpha' = \bar{Y} - \beta' \bar{X} \quad \beta' = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad \sigma^{2'} = \frac{\sum (Y_i - \alpha' - \beta' X_i)^2}{N}$$

Pode-se verificar que os estimadores de máxima verossimilhança de α e β são idênticos aos estimadores por (MQO) e, α' e β' são os melhores lineares não-tendenciosos. Contudo, $\sigma^{2'}$ é um estimador tendencioso, ainda que consistente, de σ^2 . Mas, para solucionar o problema da tendenciosidade do estimador $\sigma^{2'}$, divide-se o numerador por $N-2$, ajustando por conta dos graus de liberdade.

Para os estimadores de (MQO), na presença de heterocedasticidade, é comum que os estimadores sejam ineficientes, sem a menor variância na ordem dos estimadores não-tendenciosos, além de produzirem intervalos de confiança de forma incorreta, os testes de hipótese utilizando tais estimadores se tornam inválidos.

Também para a ocorrência de autocorrelação entre os resíduos, os estimadores de (MQO) são ineficientes. Neste caso, sugere-se o uso dos estimadores de (MV), pois esses

preservam a especificidade de consistência e, são assintoticamente equivalentes aos estimadores lineares não-tendenciosos.

Portanto, a incapacidade dos modelos lineares gaussianos de lidar séries temporais financeiras, levando em consideração a ocorrência de alguns fatos estilizados, sugere que se utilizem modelos de volatilidade determinística e estocástica, assim como, métodos paramétricos, através da utilização de redes neurais. Os principais e mais modestos métodos que, sobrepõem a hipótese de que a variância seja constante ao longo do tempo, concomitantemente considerando os fatos estilizados já descritos, são os ARCH (“Autoregressive Condicional Heteroskedasticity”) e o GARCH (“Generalized Autoregressive Condicional Heteroskedasticity”)

Em um mercado de grande incerteza, maior será a variabilidade dos preços e, maior também a variância, isto é, ocorrerá a possibilidade de grandes retornos assim como perdas. Deste modo, a variância não condicional é constante, mas para certos períodos de grande incerteza, a variância condicional pode apresentar grandes oscilações por curtos períodos de tempo, assim, a correta previsão da volatilidade é importante para captar momentos de grande incerteza no mercado, visando a maximização dos retornos aos seus respectivos investidores.

Há diferentes métodos paramétricos para estimar a variância dos retornos, neste trabalho utilizar-se-á um dos métodos de volatilidade determinística, o qual permitirá a previsão da volatilidade futura com base na volatilidade atual e num conjunto de parâmetros fixos, isto é, será explicitado o modelo da família (ARCH) *auto regressive condicional heterocadasticity*, o *Generalized* ARCH (GARCH)

Os trabalhos mais recentes que estudam o comportamento intra-diário de série de preços financeiras utilizam, algum modelo da família ARCH; o *Generalized* ARCH (GARCH), *Exponential* GARCH (EGARCH), o *integrated* GARCH (IGARCH) e ou *fractionary integration* GARCH (FIGARCH); devido a eficaz das previsões para a volatilidade de preços, ou seja, a incerteza sobre a média desses preços.

1.3 FINANÇAS EMPÍRICAS NO BRASIL

Os diversos estudos empíricos voltados às finanças brasileiras, a luz da análise do comportamento da volatilidade, sinalizam para a hipótese da presença de heterocedasticidade condicional nos componentes de mercado e de não-mercado dos retornos e uma evidência mais fraca na variância temporal condicional para os betas.

Barcinski et al. (1997) analisaram seis ações negociadas na Bovespa: Vale do Rio Doce PN, Eletrobrás ON, Eletrobrás PN, Telebrás ON e Telebrás PN, no período de 04/01/1994 a 08/11/1996, para comparar os modelos da família GARCH com os modelos de captação do efeito assimetria. Os resultados indicaram que, é positivo e significamente diferente de zero ao nível de 5% o coeficiente de captura de assimetria nos modelos GJR e EGARCH para as ações, com exceção da Petrobrás PN. Logo, constata-se que os retornos negativos no dia anterior conduzem a uma volatilidade maior do que os retornos positivos, o que significa afirmar que, quando os preços diminuem, a volatilidade subsequente é maior do que quando os preços aumentam.

Herencia (1997) constatou através da utilização dos modelos GARCH (1,1) e de variância estocástica AR(1)-SV, para as seguintes séries, a primeira referente aos preços de fechamento das ações de empresa Telebrás PN (US\$), no período de 3 de janeiro a 17 de julho de 1995, e a segunda à cotação do marco alemão em relação ao dólar norte-americano, no período de 3 de janeiro de 1984 a 31 de dezembro de 1990, que inicialmente verificou-se a presença de correlação serial de primeira ordem, assim como também, a presença para a segunda série, do efeito calendário nas médias dos retornos.

Galvão (1997) verificou em seu estudo sobre a volatilidade entre o mercado futuro e mercado à vista no Brasil, através da utilização dos modelos GARCH e dos testes de causalidade, para o período de 01/11/94 a 31/05/95, que os choques no mercado futuro demoram mais para desaparecer, apontado pelo coeficiente estimado para a variância defasada do mercado futuro do Ibovespa de 0,8 contra 0,6 do mercado à vista. Também concluiu que o fato estilizado referente ao agrupamento de volatilidade também foi identificado, o qual foi resultante de um fenômeno exógeno de base microeconômica, ou seja, o aumento do volume das transações.

Na mesma linha, Morais e Portugal (1999a) compararam os modelos de volatilidade determinística, GARCH, EGARCH, GARCH-t e GJR, entre si e com volatilidade estocástica, no período de 04/07/1994 a 09/10/1998, verificando quais destes modelos são capazes de reproduzir as características presentes nas séries financeiras. Os resultados sinalizaram a não-

normalidade da série, a alta variância e autocorrelação existente tanto nos retornos como no quadrado destes, implicando a utilização de modelos que capturam essas características. O efeito dia da semana foi testado, mas sua existência foi descartada. O efeito *leverage* foi encontrado no modelo EGARCH e GJR, assim como o efeito de aglomeração da variância. Percebeu-se que na comparação entre os modelos determinísticos, em momentos de baixa volatilidade o modelo que melhor prevê a variância condicional é o GARCH-t (1,1). Para as outras duas situações, o modelo GARCH (1,1) é levemente superior ao GARCH-t (1,1), mas consideravelmente superior aos demais.

Nesta dissertação, pretender-se-á analisar a Ação da Vale do Rio, por ser representativa, com alta liquidez e volume de negociação na atualidade no mercado de opções à vista na Bolsa de Valores (BOVESPA). Isto *a-priori*, leva a crer que este ativo, possa conter na trajetória dos seus níveis de preço, as incertezas contidas no mercado financeiro, justificando a utilização do modelo (GARCH).

Além disto, acredita-se que o período adequado para a análise seja de 1998 até 2004, dividida em quatro sub-períodos: o primeiro, de 1998 até 2000, pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce / Crise Russa / flexibilização do câmbio no Brasil; o segundo de 1998 até 2002, pré-eleições presidenciais brasileira; o terceiro de 2000 até 2002 e, por fim, o último que equivale a toda a série, de 1998 até 2004.

Este estudo foi dividido em quatro capítulos. No primeiro capítulo está a introdução geral, demonstrando o problema da heterocedasticidade, os modelos de estimações e, aplicações dos modelos da família ARCH às finanças no Brasil. O capítulo dois, descreve a trajetória da Vale do Rio Doce desde a sua formação, assim como, se explica o desempenho e os elementos do mercado de capitais, fazendo ao final desse capítulo, um paralelo do mercado de capitais e o desenvolvimento econômico. No capítulo três, se encontram os modelos de volatilidade, a teoria e as aplicações para o Brasil. A conclusão está no último capítulo, logo após os resultados das estimativas.

2 COMPANHIA VALE DO RIO DOCE E O MERCADO DE CAPITAIS

2.1 A HISTÓRIA DA COMPANHIA VALE DO RIO DOCE

Em meados de 1900, criou-se a Fundação da Companhia Estrada de Ferro Vitória a Minas (CEFVM), inaugurada oficialmente em 13 de maio de 1904, no trecho entre as estações Cariacica e Alfredo Maia.

A Estrada de Ferro Vitória a Minas foi aberta num pequeno trecho a partir do porto de Vitória e tinha como objetivo principal transportar as culturas da região ao longo do Rio Doce, especialmente a produção de café. Já em 1909, era fundada a Brazilian Hematite Syndicate, de capital britânico, que compraria a maioria das ações da (CEFVM) e selaria a união entre os dois grupos, para explorar as reservas de minério de ferro de Minas Gerais.

Com enormes dificuldades ela foi avançando no sentido da cidade mineira de Diamantina. Em 1910, a Brazilian Hematite Syndicate se transformou na Itabira Iron Ore Company, controlada pelo empresário Percival Farquhar. Os ingleses a compraram para eletrificá-la e transportar minério da região de Itabira, seu objetivo passava a ser, agora, atingir Itabira e se encontrar com a futura linha da Estrada de Ferro da Companhia Brasileira que, partindo de Sabará, atingiria São José da Lagoa (Nova Era).

Em julho de 1940, a Itabira Iron Ore fez o primeiro embarque de minério de ferro pelo Porto de Vitória. No ano seguinte, em decorrência da Segunda Guerra Mundial, a situação da Inglaterra nos anos 40/41 era de quase total isolamento. Sua poderosa esquadra, havia dissuadido Hitler de invadi-la, levando-o a adotar a estratégia da Guerra aérea e submarina, necessitando direcionar suas forças e recursos para dentro, o empresário Percival Farquhar se associou a empresários brasileiros e transforma a Itabira Iron Ore em duas empresas nacionais: a Companhia Brasileira de Mineração e Siderurgia e a Companhia Itabira de Mineração, estas duas empresas sustentariam as necessidades de minério de ferro da Inglaterra, durante a Guerra, elevando diretamente o índice de exportação de ambas empresas.

Em 1º de junho de 1942, em decorrência dos Acordos de Washington, Getúlio Vargas assinou o decreto-lei nº 4.352, criando a Companhia Vale do Rio do Doce. A nova companhia se tornou uma sociedade anônima de economia mista, encampando as empresas de Farquhar e a Estrada de Ferro Vitória a Minas.

No próximo 11 de janeiro, reúne-se a Assembléia de constituição definitiva da Vale, que aprovou os estatutos da empresa fixando a sede administrativa em Itabira (MG) e o domicílio jurídico no Rio de Janeiro (RJ); nesta ocasião, Israel Pinheiro é nomeado o primeiro presidente da empresa.

Já em 1949, a Vale é responsável por 80% das exportações brasileiras de minério de ferro. Neste mesmo ano, criou-se o Centro de Estudos Ferroviários em Vitória (ES), sob orientação de Eliezer Batista da Silva.

No início da década de 50, o Governo brasileiro assume o controle definitivo do sistema operacional da Vale. É realizado o primeiro embarque de minério de ferro para o Japão. Assim como, pela primeira vez, um navio brasileiro, o Siderúrgica Nove, é utilizado no carregamento de minério para os Estados Unidos.

No ano de 1954, a Vale revê suas práticas comerciais no exterior e passa a fazer contatos diretos com as siderúrgicas, sem a intermediação dos *traders*.

No segundo quinquênio de 1950, a Vale compra a Reserva Florestal de Linhares, do Governo do Espírito Santo, com área de 23 mil hectares. Desse modo, é efetivada a inauguração do Cais do Paul, no Porto de Vitória, por iniciativa da Vale e do Governo do Espírito Santo e, funda-se a Companhia Siderúrgica Vatu, primeira subsidiária da Vale para o beneficiamento de minérios, fabricação e comercialização de ferro-esponja.

Na década de 60, foram assinados os contratos de longo prazo com siderúrgicas japonesas e usinas alemãs. Em 2 de outubro, foi criada a subsidiária Vale do Rio Doce Navegação S.A. (Docenave). Realizada a inauguração do Porto de Tubarão, em Vitória (ES). Os geólogos da Cia. Meridional de Mineração, subsidiária da United States Steel Corp., constata a ocorrência de minério de ferro em Carajás (PA). É feita, então a inauguração da primeira Usina de Pelotização da Vale, em Tubarão (ES), com capacidade para produção de 2 milhões de toneladas/ano. Ao final da década de 60, é firmado o acordo que tornou a Vale sócia majoritária do empreendimento de Carajás (PA), junto com a US Steel Co.

A década de 70 foi repleta de realizações. Inicialmente, foi fundada a Rio Doce Geologia e Mineração S.A. (Docegeo), subsidiária integral da Vale, com o objetivo de realizar pesquisas e lavra de minério. A Vale e US Steel constituem a Valuec Serviços Técnicos, para analisar a viabilidade do Projeto Carajás. Firma-se o convênio com a Alcan Aluminiun Ltda., do Canadá, para um projeto de exploração de bauxita na região do Rio Trombetas e inaugura-

se a primeira fase da Usina de Concentração de Itabirito. Dessa forma a Vale se torna a maior exportadora de minério de ferro do mundo, detentora de 16% do mercado.

Nesta década, pela primeira vez, a Vale lança debêntures no mercado internacional, no valor de 70 milhões de marcos, com intermediação do Dresdner Bank. O Decreto nº 77.608 outorga à Vale a concessão para construção, uso e exploração da estrada de ferro entre Carajás (PA) e São Luís (MA).

A Vale anuncia prioridade ao Projeto Carajás, para, a partir de 1982, iniciar a exportação do minério de ferro pelo Porto de Itaqui (MA). O Projeto Carajás é reformulado e reduzido a dimensões mais modestas em vista da queda da demanda mundial por minério de ferro. Iniciou-se a construção da Estrada de Ferro Carajás (EFC), assim como, a implantação do Projeto Ferro Carajás, adotado como principal meta da estratégia empresarial da Vale.

O Governo Federal aprova o Projeto Ferro Carajás e dá o aval financeiro. Há a incorporação da Amazônia Mineração (Amza), criando a Superintendência de Implantação do Projeto Ferro Carajás (Sumip). Cientistas das universidades brasileiras constituem o Conselho Técnico de Ecologia (Geamam).

A década de 80 teve início com a primeira detonação para abertura de mina e mudança da primeira família para Carajás. O edifício-sede da Vale no Rio de Janeiro é praticamente destruído por um incêndio provocado por um curto-circuito no 15º andar. Com o início das operações da Valesul Alumínio S.A., no Rio de Janeiro (RJ), a Vale ingressa no segmento de alumínio e contribui para reduzir as importações brasileiras do metal.

A empreiteira Rodominas entrega a Estrada de Ferro Carajás (EFC) à Vale e logo é inaugurado o Projeto Ferro Carajás, que aumenta a capacidade produtiva da empresa, agora estruturada em dois sistemas logísticos distintos (Norte e Sul). Da-se o início da operação do Terminal Portuário de Ponta da Madeira, em São Luís (MA). A Vale elabora Plano Estratégico 1989-2000, com foco na internacionalização.

É implantado o Programa de Participações nos Resultados (PR) para os empregados da Vale e são concluídas as obras de instalação do laboratório florestal em Linhares (ES), equipado para diversos tipos de análise e pesquisas em biotecnologia

A década seguinte foi derivada, inicialmente, pela apresentação do primeiro projeto de desenvolvimento sustentável do país, o Projeto Pólos Florestais, na Conferência ECO 92, no Rio de Janeiro (RJ). O Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas classifica a Vale como a primeira empresa no ranking nacional.

Em março de 1992, a Vale lança seu programa de American Depositary Receipts (ADR), negociáveis no mercado de balcão dos Estados Unidos sob o código CVROY.

Em 1995, ocorre a inclusão da Vale no Programa Nacional de Desestatização pelo Decreto nº 1.510, de 1º de junho, assinado pelo presidente da República. Em 10 de outubro de 1996, o Conselho Nacional de Desestatização (CND) aprova o modelo de desestatização da Vale. O Ministro do Planejamento, Antônio Kandir, anuncia, em 22 de janeiro de 1997, o leilão de venda do controle acionário da Vale. O BNDES divulga, em 6 de março, desde mesmo ano, o edital de privatização da Vale e logo lança a cartilha sobre a sua privatização.

Em 6 de maio de 1997, a Vale é privatizada em leilão realizado na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. Participaram do leilão o Consórcio Valecom, articulado pelo Grupo Votorantim, e o Consórcio Brasil, liderado pela CSN. O Consórcio Brasil arremata 41,73% das ações ordinárias da CVRD por R\$ 3.338 milhões em moeda corrente.

Alguns analistas salientavam na época, que os projetos de privatização das grandes estatais brasileiras, foram feitos sem regras e sem modelo explícito, conduzindo a uma liberalização indiscriminada e desestruturante dos setores estratégicos, tornando o Brasil um exemplo típico de nação sem regras claras. A privatização da Vale do Rio Doce parecia um caso limite de escândalo e por isso foi objeto de resistência de setores importantes da própria elite brasileira que conseguiu, até um dado momento, frear o processo em curso, considerado indecoroso pela opinião técnica relevante e por todos os setores organizados da sociedade.

Adiante, em 12 de maio de 1997, na assembléia geral de acionistas, o presidente da CSN, Benjamin Steinbruch, é nomeado presidente do Conselho de Administração da Vale, Jair Bilachi, da Previ, é o vice-presidente. No primeiro ano após a privatização, a Vale atinge crescimento de 46% no lucro em relação a 1996.

É lançado o Programa "De Volta para o Futuro", de apoio à educação formal, para propiciar o primeiro grau completo a todos os empregados da Vale. No ano de 1999, a Vale tem o maior lucro de sua história: R\$ 1,251 bilhão.

No ano de 2000, foi inaugurado o Terminal de Contêineres do Porto de Sepetiba em outubro, em parceria com a Gulf Investment Corporation (GIC), a Vale adquire a Gulf Industrial Investment Company (GIIC), localizada em Bahrain. Neste mesmo ano, a Vale produziria 119,7 milhões de toneladas de minério de ferro, um recorde histórico.

Em 29 de março de 2001, foi lançado o Banco de Dados do Projeto Vale Memória, no Rio de Janeiro (RJ), idealizado e produzido pelo Museu da Pessoa, assim como é efetivado o

descruzamento das participações acionárias envolvendo a Vale e a CSN. Ingresso no consórcio para construir duas usinas hidrelétricas em Minas Gerais: Capim Branco I e II.

Inaugurada, oficialmente, em março de 2002, a Usina de Pelotização de São Luís (MA). Já em maio deste mesmo ano, o presidente Fernando Henrique Cardoso lança a pedra fundamental do Projeto de Cobre do Sossego (PA). Em julho, mês do aniversário de 35 anos de operação de Carajás, a Vale atinge recorde na produção de minério de ferro, 5 milhões de toneladas. Em 16 de janeiro de 2003, a Vale anuncia parceria com a Mitsui, empresa japonesa da área de logística, para negócio de transporte intermodal.

No dia 31 de março de 2003, a Vale compra 50% das ações da Caemi Mineração e Metalurgia S. A. (Caemi), por US\$ 426,4 milhões. Logo após, a Vale consolida sua inserção internacional e contabiliza um total de US\$ 3,952 bilhões em vendas externas. A Vale apresenta o maior lucro líquido de sua história, em 2003: R\$ 4,509 bilhões e distribui sob a forma de juros sobre o capital próprio, R\$ 5,04 por ação, totalizando R\$ 1,930 bilhão.

O valor da capitalização de mercado da Vale aumenta em US\$ 10,7 bilhões em um ano, atingindo US\$ 21,762 bilhões ao final de dezembro de 2003.

Durante o ano de 2003, 67% dos negócios com as ações da Vale foram realizados na Bolsa de Nova York, contra 33% realizados na Bovespa. No Brasil, nenhuma empresa desenvolveu tantos projetos como a Vale, que reforça sua posição de maior investidora privada do país ao aplicar US\$ 1,988 bilhão, em 2003. No dia 5 de janeiro de 2004 as ações da Vale atingem recorde histórico de rendimento. Com isso, a empresa alcança valor superior a R\$ 23 bilhões no mercado.

Em 2 de julho de 2004, foi inaugurada a mina do Sossego, a primeira mina de cobre do Brasil, no Pará. O projeto, realizado em tempo recorde, teve 73% de sua mão-de-obra local. A previsão é de, em 2010, os projetos de cobre da Vale já estejam produzindo 650 mil toneladas anuais. A receita acumulada nos nove primeiros meses de 2004 é igual a US\$ 6,051 bilhões, 57% superior à obtida no mesmo período de 2003.

Nos nove primeiros meses de 2004, a CVRD embarca para a China 28,4 milhões de toneladas contra 19,3 milhões em 2003. Nesse mesmo período, a Vale movimentou 21,8 bilhões de t.kus ante 19,9 bilhões do ano anterior e, em novembro de 2004, a Vale atinge o valor de mercado de US\$ 25 bilhões.

2.2 MERCADO DE CAPITAIS

2.2.1 Preliminares do Mercado de Capitais

O mercado de capitais é um sistema de distribuição de valores mobiliários, que tem o propósito de proporcionar liquidez aos títulos de emissão de empresas e viabilizar seu processo de capitalização.

É constituído pelas bolsas de valores, sociedades corretoras e outras instituições financeiras autorizadas.

No mercado de capitais, os principais títulos negociados são os representativos do capital de empresas — as ações — ou de empréstimos tomados, via mercado, por empresas — debêntures conversíveis em ações, bônus de subscrição e “commercial papers” —, que permitem a circulação de capital para custear o desenvolvimento econômico.

O mercado de capitais abrange, ainda, as negociações com direitos e recibos de subscrição de valores mobiliários, certificados de depósitos de ações e demais derivativos autorizados à negociação.

Com o intenso processo de globalização, que resultou em um intenso intercâmbio entre os países, cada vez mais o mercado acionário vem adquirindo uma crescente importância neste cenário. Por ser um canal fundamental na captação de recursos que permitem o desenvolvimento das empresas, gerando novos empregos e contribuindo para o progresso do País, o mercado acionário também se constitui em uma importante opção de investimento para pessoas e instituições.

Para os analistas, a fragilidade do mercado de capitais brasileiro não é recente. Nunca, na história do capitalismo brasileiro, o mercado de capitais cumpriu um papel proeminente, alavancando recursos para investimentos de alta intensidade de capital e longos prazos de maturação. Nem mesmo após o PAEG que, reformulando toda a institucionalidade do sistema financeiro brasileiro entre 1964 e 1967, “teoricamente” criava as condições para o florescimento do mercado de capitais no Brasil.

O mercado de capitais não se desenvolveu por falta de leis e instituições. Ele não se desenvolveu porque em geral, graças ao fechamento da economia, os investimentos e, conseqüentemente, as necessidades de financiamento das empresas eram limitadas e, portanto, passíveis de serem atendidas pelos lucros retidos e créditos comerciais e oficiais.

Quando, em algumas situações específicas, como por exemplo, nos anos do II PND, os investimentos eram de maior vulto, as empresas tinham outras formas de financiamento mais “fáceis” e baratas através de recursos governamentais subsidiados, principalmente BNDES e fundos 157. Ou seja, o BNDES acabou contribuindo para dificultar o desenvolvimento de um mercado de capitais na medida em que era, e ainda é, uma excelente alternativa de recursos mais baratos.

Além da reduzida necessidade de recursos, as empresas não tinham interesse em abrir o capital visto que a abertura implica perda de raios de manobra na gestão. A obrigatoriedade de publicar balanços dificulta a utilização de mecanismos de informalidade na gestão das empresas abertas (caixa dois) tornando-as, algumas vezes, menos competitivas que as empresas fechadas. Mais ainda, a estrutura familiar das empresas brasileiras, referendada pelos mecanismos de captação de recursos existentes, criou uma cultura “avessa” à abertura de capital.

Completando o quadro, a lei das Sociedades Anônimas, ao influenciar a distribuição de valor entre o investidor, o administrador e o controlador, maximizando o deste último, é o que, junto com o crédito subsidiado, produzia empresários ricos, empresas com base de capital pequena e desinteresse dos investidores.

Os fatores acima mencionados contribuíram decisivamente para a reprodução do dilema “o ovo ou a galinha”: a falta de densidade no mercado de capitais era impeditiva à formação da liquidez necessária e, em um verdadeiro ciclo vicioso, a falta de liquidez inviabilizava o crescimento do mercado e, conseqüentemente, a sua densidade.

Com a crise dos anos 80 a fragilidade do mercado de capitais brasileiro acentuou-se na medida em que a redução ainda maior nas taxas de investimento minou a exígua indução à abertura de capitais existente e magnificou a dependência das empresas estatais. Embora mais sofisticado pela introdução de mecanismos modernos como opções e futuros, o cenário ficou propício ao surgimento de mega especuladores e à concentração das transações em torno de poucas empresas com grandes quantidades de ações. Esta situação perdurou até 1989, terminando com o fim abrupto das operações conhecidas como “D Zero”, que levou à quebra de um dos maiores especuladores do mercado.

Na década de 90 o mercado experimenta novamente um crescimento que, apesar de ainda concentrado nas empresas estatais, tem características distintas da década anterior. No plano internacional, a intensificação da diversificação de portfólio e, internamente, mudanças favoráveis no quadro macroeconômico e regulatório, juntamente com o processo de privatização, tornaram o mercado brasileiro mais atraente e acessível aos investidores

internacionais. Como resultado houve uma entrada significativa de recursos estrangeiros via Anexo IV2 – entre 1993 e 1998 o volume médio de recursos que entraram pelo Anexo IV foi de U\$ 3,3 bilhões - que se refletiu em um crescimento expressivo do valor das ações e no volume de negociações. Esse movimento, no entanto, não significou o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro tendo ficado restrito a um número reduzido de empresas que apresentavam liquidez, elevando a concentração nesta década.

Como a gestão privada certamente elevaria como de fato elevou o valor das empresas até então estatais, que passaram a ter uma gestão mais eficiente e com mais poder de investimentos, o aumento da demanda por suas ações significou muito mais um ajuste (positivo) de estoque das empresas abertas com transações relevantes do que o estabelecimento de um fluxo de recursos para investimento que atraísse novas empresas para o mercado.

Já no final da década, com o fim das privatizações mais importantes, o aumento dos custos de transação (CPMF) e o surgimento e crescimento da facilidade de acesso às bolsas internacionais (ADR's), as bolsas brasileiras perdem atratividade. Observou-se então, a migração da liquidez das ações das melhores empresas para mercados mais competitivos, sem que novas empresas ocupem a lacuna deixada.

Enquanto a economia brasileira era fechada, as grandes empresas nacionais financiavam-se basicamente no BNDES recorrendo apenas eventualmente ao mercado acionário e, conseqüentemente, dando pouca atenção ao acionista minoritário e preferencialista. Agora, após a abertura da economia, além do BNDES elas passaram a recorrer aos ADR's.

É importante ressaltar que a migração das empresas com maior visibilidade para o mercado internacional não é o elemento fundamental para explicar o encolhimento do já restrito mercado acionário brasileiro. O ponto relevante é que a maioria das empresas nacionais jamais viu o mercado acionário como fonte de recursos e a redução do número de empresas já eram visíveis desde o início dos anos 90.

O Brasil vem passando por profundas transformações que, pela primeira vez, impõem a necessidade e, portanto, criam uma oportunidade para o florescimento de um mercado de capitais no país.

Avança uma nova forma de organizar a produção, elevam-se a produtividade e a competição e, com isto, mudam as condições da oferta e demanda de produtos financeiros.

Do lado das empresas o novo paradigma produtivo impõe a necessidade de elevação de suas bases de capital. A abertura as expõe a um mundo muito mais competitivo, no qual as necessidades de investimento são muito maiores e recorrentes. Além das necessidades de investimento impostas pelo novo paradigma, a estabilização e a retomada do crescimento da economia em geral também contribuem para a expansão das empresas que, sem os velhos mecanismos de financiamento, ficam mais receptíveis à abertura de capital. Com o fim da inflação, menores margens e o fim do crédito público subsidiado, as empresas brasileiras são obrigadas a procurar novas formas de obtenção de financiamento.

Dependentes de um mercado que até a pouco desprezavam, algumas empresas começam a alterar sua mentalidade e postura. Já começam a surgir bons exemplos de empresas que com sucesso modificaram o tratamento dispensado ao mercado e tiveram retorno.

Reforçando este movimento, no novo paradigma surge um novo tipo de empresa, sem os vícios das tradicionais, que já nasce olhando para o mercado de capitais como alternativa de financiamento e, conseqüentemente, se relacionando com este mercado de forma radicalmente diferente.

Do lado da demanda por papéis, vários processos indicam que não haverá obstáculos ao desenvolvimento do mercado, muito pelo contrário:

- i) a inflação baixa permite mais transparência nos demonstrativos e facilita projeções;
- ii) a redução da demanda de recursos pelo governo sinaliza, pela primeira vez em muitos anos, o fim do *crowding out* permitindo uma queda das taxas de juros e, portanto, viabilizando a competitividade de aplicações no mercado de capitais;
- iii) a queda nas taxas de juros e a possibilidade da retomada do crescimento sustentado permitem a troca de parte das posições em renda fixa para variável, antecipando a inevitável alta no preço dos ativos reais que acompanha o processo de crescimento;
- iv) institucionalização da previdência complementar que, sem dúvida, significará uma grande ampliação do mercado de ativos financeiros;
- v) o processo de globalização e a abertura externa mudam radicalmente a dinâmica do mercado na medida em que grandes investidores demonstram crescentes interesse em investir no Brasil.

Todos estes movimentos conformam um processo mais amplo. O tradicional preconceito em relação ao mercado de capitais no Brasil vem sendo substituído por uma visão mais moderna que valoriza sua importância como fonte de financiamento da economia e, conseqüentemente, vê no seu desenvolvimento condição *sine qua non* para a retomada do crescimento sustentado. Mais ainda, o fortalecimento do mercado de capitais é a forma mais eficiente de se evitar a desnacionalização da economia na medida em que permite o crescimento e a conseqüente valorização de nossas empresas.

A maior prova destes movimentos é a grande mudança que tem ocorrido na relação dos acionistas minoritários com as respectivas empresas.

Segundo dados da Bovespa, no último semestre vários casos de sucesso dos minoritários (Renner, Arno, Eternit, Bombril, Telesp) comprovam que as relações neste mercado têm evoluído. A compra de ações por grandes investidores está se tornando uma alternativa de estratégia de investimento que demanda acompanhamento e monitoração, contrariamente ao tradicional jogo especulativo baseado em manipulação e uso de informação privilegiada.

Apesar dos avanços acima descritos, eles ainda não são suficientes para garantir o desenvolvimento de um mercado de capitais no Brasil, principalmente porque a agressividade dos mercados de outros países torna o fortalecimento do mercado brasileiro uma corrida contra o tempo. Assim sendo, a principal questão é o que fazer para tornar o mercado de capitais atraente às empresas.

É fundamental a montagem de uma estratégia que permita um salto no mercado de capitais brasileiro de tal forma que, em pouco tempo e com eficiência, ele possa contribuir para a retomada de um crescimento sustentado.

Obviamente existem restrições, de diversas naturezas, ao desenvolvimento de um verdadeiro mercado de capitais no país. Pior ainda, sabemos que muitas delas não são passíveis de solução no curto prazo. Dentre os obstáculos sobressaem:

- i) a estrutura tributária brasileira que não incentiva operações com renda variável além de onerá-las com o CPMF;
- ii) as restrições que a CVM, como órgão público, tem para contratar e pagar bem pessoal qualificado para agilizar e reforçar o controle do mercado;
- iii) os estoques de ações preferenciais existentes, ainda deverão perdurar mesmo com eventuais mudanças na lei das SA.

Apesar destas restrições, que não devem ser minimizadas, acredita-se haver espaço para um conjunto de medidas que permitiriam um salto de qualidade suficiente para, apesar das dificuldades, deslanchar o mercado de capitais no Brasil.

É possível avançar sem ter que esperar a reforma tributária. Como para as empresas o prêmio da volta do crescimento é elevado, o ônus da existência da CPMF e da baixa liquidez pode ser por um tempo. Existe agora uma oportunidade que, se desperdiçada, resultará no comprometimento das taxas de crescimento da economia brasileira no futuro. As transformações e fusões que vêm ocorrendo nos mercados financeiros internacionais reduzem o espaço de manobra e tornam urgente a montagem de uma estratégia.

As hipóteses básicas que sustentam a crença na possibilidade do desenvolvimento do mercado de capitais no Brasil são a retomada do crescimento, a queda dos juros reais, o aumento da competição com a entrada de novos *players* nacionais e/ou internacionais, a maior sintonia do Brasil com os mercados internacionais, a revolução tecnológica em curso e um espaço para a bolsa brasileira cumprir também o papel de uma bolsa de acesso.

Um dos maiores problemas no mercado acionário brasileiro, são a oferta insuficiente de papéis de qualidade, - de empresas boas e/ou com perspectivas de crescimento -, e a falta de uma cultura de governança empresarial.

É fundamental trabalhar esta carência não só através da criação de produtos, mas de produtos de confiança.

Uma série de trabalhos mostra que países que oferecem maior proteção aos minoritários apresentam:

- i) mercados acionários relativamente maiores;
- ii) menor grau de concentração da propriedade das empresas abertas;
- iii) maior número de companhias abertas (normalizado pelo tamanho da população);
- iv) maior número de IPOs (normalizado pelo tamanho da população);
- v) as empresas captam mais recursos através do mercado acionário;
- vi) a avaliação de mercado das empresas, medida através da relação entre valor patrimonial e valor de mercado, é comparativamente maior.

Baseado nas evidências mencionadas, o principal instrumento de promoção do mercado de capitais deverá ser a governança corporativa que, de um lado, é, entre outras coisas, quem dará a segurança necessária ao investidor e, de outro, valorizará as empresas que, assim, poderão ter um custo de captação menor. Este processo possibilitará que o benefício da abertura de capital se estenda sobre um número maior de empresas, pois, tanto do

lado dos investidores quanto do lado das empresas alguns bons casos de sucesso vão projetar e atrair outros. Portanto, a principal barreira a ser superada é a criação de alguns casos de sucesso.

2.2.2 Mercado de Capitais e Desenvolvimento Econômico

O mercado de capitais é uma peça importante para a consolidação do desenvolvimento econômico brasileiro recente. Por ele transita inúmeras atividades capazes de fomentar uma estratégia bem-sucedida de crescimento da economia, diminuição da desigualdade de renda e construção de bem-estar social. Tradicionalmente, contudo, esse mercado no Brasil tem se pautado pela necessidade de financiamento da dívida pública. Embora disponha de ampla infra-estrutura e capacidade desofisticadas operações financeiras, demonstra timidez no financiamento do setor privado e pouca afeição às operações de longo prazo.

Partindo das experiências internacionais, se verifica uma forte correlação entre crescimento econômico e desenvolvimento do mercado de capitais, mas não há consenso ainda sobre como estimular o desenvolvimento de um sistema financeiro que propicie o aparecimento de novas empresas, favoreça o crescimento das já existentes e promova o crescimento econômico como um todo. Por exemplo, nos diversos textos já publicados, a respeito das vantagens e desvantagens entre um sistema financeiro baseado em bancos, a exemplo da Alemanha e do Japão, e outro calcado no mercado de capitais, como as experiências americana e inglesa. (DERMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2001, p.4-13; BECK et al, 2001, p.189-94, apud BACHA; OLIVEIRA FILHO, 2005).

Os defensores da primeira abordagem realçam o papel dos bancos em captação de recursos do público, identificação de bons projetos, administração de riscos e monitoramento dos gestores das empresas, ponto muito importantes em países não desenvolvidos com sistemas jurídicos e contabilidades não suficientemente elaboradas. Além disso, mercados muito líquidos levam os investidores a sair rapidamente de suas posições com baixo custo, dificultando a vigilância sobre os gestores das empresas.

A segunda corrente, contra-argumentam que os bancos, ao adquirir importantes informações privadas sobre as empresas, extraem parte da renda auferida por estas, desestimulando-as a executar projetos rentáveis. Os bancos, na condição de credores, tendem

a financiar projetos de baixo risco e retorno, diminuindo a possibilidade de inovação e crescimento.

Uma terceira linha surgiu recentemente, enfatizando os aspectos ilegais, o marco regulatório não só é fundamental para a eficiência do mercado financeiro e promoção do crescimento econômico, como o debate entre a visão bancária e a do mercado de capitais, irrelevante. Importa sobretudo proteger os investidores externos (acionistas minoritários e credores) para que o mercado se desenvolva em qualquer sistema financeiro (LA PORTA, 1998, 2003 apud BACHA; OLIVEIRA FILHO, 2005).

A experiência brasileira de alta inflação pode ser o ponto de partida para uma análise dos entraves ao desenvolvimento financeiro do país. Houve inflação elevada no país, mas não dolarização da economia, mantendo-se durante todo o período inflacionário a intermediação financeira estatal viva, relevante e à disposição do governo para usá-la a qualquer momento, como um poderoso agente de controle do setor privado. Em troca, se assumiu o custo da instituição de um Estado intermediário-investidor. Parte considerável dos recursos da sociedade foi drenada de forma compulsória para que este exercesse a liberdade de escolher a alocação mais adequada, de acordo com seu projeto de desenvolvimento.

Como resultado, acabou-se montando um sistema difícil de ser desfeito porque funcionou para objetivos de defesa, em que o passe de mágica encontrado foi a concessão de liquidez total remunerada ao depositante, implicando a acesso a um lastro que, em última instância, só pode ser dado por um único devedor, o Estado.

Países como o Chile e o México, geograficamente mais próximos, são exemplos de países que venceram a inflação, passaram por graves crises bancárias e, recentemente, receberam classificação de baixo risco. Enquanto o Chile é conhecido por sua pioneira reforma dos fundos de pensão em 1981 e por gozar de um amplo mercado de títulos e recebíveis imobiliários, o México é um dos poucos países da América Latina que conseguiram desenvolver um mercado de títulos governamentais pré-fixados de longo prazo. A Polônia, por sua vez, serve como verdadeiro exemplo prático, uma vez que organismos financeiros internacionais e a Comunidade Européia introduziram em seu território um receituário com as melhores práticas conhecidas para os mercados de capitais. A África do Sul se destaca por possuir uma das maiores relações de capitalização de ações e bônus em relação ao Produto Interno Bruto (PIB), bem como uma indústria de seguros e de fundos de pensão extremamente desenvolvida, apesar das sanções políticas da comunidade internacional

durante o período do *apartheid* e da adoção, durante anos, de um rigoroso controle de capitais. Por fim a Tailândia, apesar de sua elevada taxa de poupança doméstica e de seguidos anos de superávit fiscal, teve profunda crise financeira em 1997, servindo seu exemplo para mostrar o quanto a governança corporativa é importante para a manutenção do crescimento econômico.

3 MODELOS DE VOLATILIDADE: TEORIA E APLICAÇÕES PARA O BRASIL

3.1 INTRODUÇÃO

Este capítulo inicialmente ressalva as principais características contidas nas séries financeiras, logo após verifica-se os modelos da família ARCH – *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, e suas respectivas generalizações GARCH, esta especificamente utilizada neste trabalho, assim como, as EGARCH e IGARCH. Neste capítulo, o objetivo é a especificação dos modelos citados e suas particularidades para com as características contidas nas séries financeiras.

3.2 CARACTERÍSTICAS DAS SÉRIES FINANCEIRAS

Quando se analisa séries financeiras, de dados intra-diários, é comum a presença de certas características. Segundo Zielgemann e Pereira (1997), no caso específico de retornos financeiros, as principais características - fatos estilizados - encontradas na literatura são os seguintes:

- i) os retornos não são autocorrelacionados;
- ii) os quadrados dos retornos são autocorrelacionados, com uma pequena autocorrelação de primeira ordem e uma subsequente queda bastante lenta;
- iii) existem agrupamentos com diferentes níveis de volatilidade;
- iv) a distribuição não condicional dos retornos possui caudas pesadas em relação a distribuição normal;
- v) para alguns tipos de retornos, a volatilidade reage de maneira diferenciadas se os preços estão aumentando ou declinando. Sabe-se que as subidas são lentas e as quedas são abruptas indicando que neste último caso deveríamos ter uma maior volatilidade.

3.3 MODELO ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)

Alguns modelos pressupõem que a variância dos erros é constante ao longo do tempo, i.e. $Var(e_t) = E(e_t^2) = \sigma_e^2$.

Muitas séries temporais, no entanto exibem períodos de grande volatilidade seguidos de períodos de relativa tranquilidade.

Neste caso, a suposição de variância constante (homocedasticidade) pode não ser apropriada. Na verdade, embora a variância incondicional dos erros ainda possa ser assumida constante, sua variância condicional pode estar mudando ao longo do tempo.

Além disso, em muitas situações práticas tem-se interesse em prever a variância condicional da série além da série propriamente dita. Por exemplo, no mercado de ações o interesse é não apenas prever a taxa de retorno, mas também a sua variância ao longo de um certo período. Esta variância condicional é também chamada de *volatilidade*.

A idéia aqui é tentar modelar simultaneamente a média e a variância de uma série temporal. Para fixar idéias, suponha que um modelo $AR(1)$, $X_t = \alpha X_{t-1} + e_t$ foi estimado e deseja-se fazer previsões um passo à frente,

$$\hat{x}_t(1) = E(X_{t+1} / x_t) = \alpha x_t \quad (3.3.1)$$

A variância condicional de X_{t+1} é dada por

$$Var(X_{t+1} / x_t) = Var(e_{t+1} / x_t) = E(e_{t+1}^2 / x_t) \quad (3.3.2)$$

Existem várias formas de especificar como a variância condicional (volatilidade) varia com o tempo. Uma estratégia utilizada para modelar σ_t^2 , proposta em Engle (1982), consiste em assumir que ela depende dos quadrados dos erros passados, e_{t-1}, e_{t-2}, \dots através de uma autoregressão. No caso mais simples, faz-se

$$e_t = v_t \sqrt{c + \alpha E_{t-1}^2} \quad (3.3.3)$$

onde $\{v_t\}$ é uma série puramente aleatória com média zero e variância igual a 1 e v_t e e_t são independentes. Segue que a variância condicional é dada por

$$\sigma_t^2 = c + \alpha E_{t-1}^2 \quad (3.3.4)$$

Neste caso dizemos que a variância segue um processo *autoregressivo condicionalmente heterocedástico* de ordem 1, ARCH(1). Note que é necessário impor a restrição $c > 0$ e $\sigma > 0$ para que σ_t^2 seja sempre positiva. Além disso, queremos garantir a estacionariedade da autoregressão de modo que a restrição imposta é $0 < \alpha < 1$. Além disso, (3.3.4) não inclui um termo de erro e, portanto não é um processo estocástico.

Para ilustração a Figura 3.3.5 apresenta dois processos ARCH de ordem 1 simulados a partir de uma seqüência $\{v_t\}$ de 100 números aleatórios independentes e igualmente distribuídos, gerados de uma distribuição $N(0,1)$. A seqüência $\{e_t\}$ foi construída usando a equação (3.3.3) com $c = 1$ e $\alpha = 0,8$. Note como a seqüência $\{e_t\}$ continua tendo média zero, mas parece ter tido um aumento de volatilidade em alguns períodos. Em um modelo AR(1), a forma como esta estrutura nos erros afeta a série original depende do valor do parâmetro autoregressivo e duas possíveis situações são mostradas nos gráficos inferiores da figura.

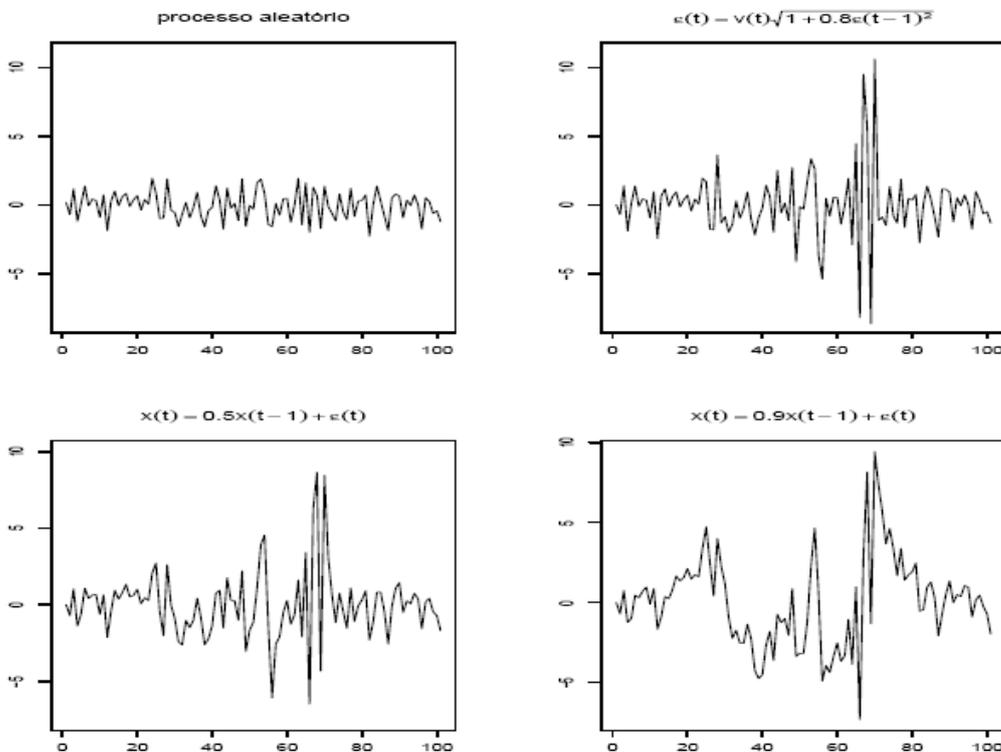


Figura 3.3.5: Um processo ARCH (1) Simulado

Estas idéias podem ser generalizadas para processos mais gerais ARCH(p) em que a variância condicional depende dos quadrados de p erros passados, ou seja.

$$e_t = v_t \sqrt{c + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2} \quad (3.3.6)$$

e a variância condicional se comporta como um processo AR(p),

$$\sigma_t^2 = c + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \quad (3.3.7)$$

Neste caso, para garantir que σ_t^2 seja sempre positiva é necessário impor a seguinte restrição $c > 0$ e $\alpha_1 > 0, \dots, \alpha_p > 0$ e para garantir estacionariedade é necessário também que as raízes de $1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_p B^p = 0$ estejam fora do círculo unitário. Juntando estas restrições equivale a impor a restrição $c > 0$ e $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$.

As previsões para a volatilidade podem ser obtidas recursivamente utilizando-se o modelo ARCH(p). Por exemplo, a previsão um passo à frente no tempo t é dada por

$$\hat{\sigma}_t^2(1) = c + \alpha_1 e_t^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p+1}^2 \quad (3.3.8)$$

A equação (3.3.7) diz que a variância de e_t , σ_t^2 tem dois componentes: uma constante e as novidades do último período sobre volatilidade, que se modela com o resíduo quadrado do último período (o termo ARCH). Observa-se que nesse modelo e_t é heterocedástico, condicional a e_{t-1} . Ao se levar em conta essa informação sobre heterocedasticidade condicional de e_t , obtêm-se estimativas mais eficientes dos parâmetros c_1, \dots, c_p .

Como a variância de e_t na equação (3.3.7) depende apenas da volatilidade do último período, refere-se a esse modelo como ARCH(1).

3.4 MODELO GARCH (Generalized ARCH)

De modo mais geral, a variância poderia depender de qualquer número de volatilidades defasadas, tal como o modelo ARCH(p) abaixo

$$\sigma_t^2 = c + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 \quad (3.4.1)$$

Uma generalização natural dos modelos ARCH consiste em assumir que a variância condicional se comporta como um processo ARMA, i.e. depende também de seus valores passados, assim como na equação (3.4.1). Fazendo $e_t = v_t \sqrt{h_t}$ em que

$$h_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} = \alpha_0 + \alpha(L) e_t^2 + \sigma_t^2 \quad (3.4.2)$$

segue que a esperança condicional de e_t é zero e a variância condicional é $\sigma_t^2 = ht$. Este modelo é chamado ARCH generalizado, ou GARCH, de ordem $(p; q)$. Aqui as restrições impostas sobre os parâmetros são dadas por $c > 0$ e $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$.

Embora a primeira vista pareça um modelo mais complexo, sua vantagem sobre os modelos ARCH é basicamente a parcimônia. Assim como um modelo ARMA pode ser mais parcimonioso no sentido de apresentar menos parâmetros a serem estimados do que modelos AR ou MA, um modelo GARCH pode ser usado para descrever a volatilidade com menos parâmetros do que modelos ARCH.

Em termos de identificação dos valores de p e q as ferramentas básicas são mais uma vez a *fac* e a *facp* dos quadrados dos resíduos. Assim, se o modelo ajustado for adequado a *fac* e a *facp* dos resíduos devem indicar um processo puramente aleatório, no entanto quando estas funções são aplicadas aos quadrados dos resíduos elas devem indicar um processo ARMA($p; q$). A identificação pode não ser muito fácil em algumas aplicações embora na maioria dos casos um modelo GARCH(1,1) seja suficiente.

As previsões da volatilidade em modelos GARCH são obtidas de forma similar a de um modelo ARMA. Por exemplo, após estimar os parâmetros de um modelo GARCH(1,1) e assumindo-se que $e_0 = h_0 = 0$ pode-se construir as seqüências e_1, \dots, e_t e h_1, \dots, h_t e a previsão 1 passo à frente fica

$$\hat{\sigma}_t^2(1) = c + \alpha e_t^2 + \beta h_t \quad (3.4.3)$$

Bollerslev (1986) utiliza o método de máxima verossimilhança para estimar os parâmetros do modelo, como no processo ARCH. Reescreve-se o modelo como

$$\begin{aligned}
e_t &= y_t - x_t' b \\
e_t \mid \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
h_t &= z_t' w
\end{aligned} \tag{3.4.4}$$

sendo $z_t' = (1, e_{t-1}^2, \dots, e_{t-p}^2, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})$, $w = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \beta_1, \dots, \beta_p)$

Para uma amostra T observações, a função do log verossimilhança é

$$\begin{aligned}
L_t(0) &= T^{-1} \sum_{t=1}^T l_t(0), \\
l_t(0) &= -\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} e_t^2 / h_t
\end{aligned} \tag{3.4.5}$$

No entanto, os modelos GARCH, assumem somente a magnitude e não a positividade e negatividade dos excessos de retornos não previsíveis.

3.5 MODELO EGARCH (Exponential GARCH)

O modelo EGARCH apresenta uma vantagem com relação ao GARCH padrão, assegura-se que utilizando a função logarítmica, a positividade da volatilidade é garantida sem a imposição de qualquer tipo de restrição sobre os coeficientes. Os parâmetros do modelo EGARCH podem ser estimados a partir do mesmo processo do GARCH, maximizando o log da função de verossimilhança, bastando determinar apenas os valores iniciais para α_0, β, α e δ .

A correlação entre os retornos das ações e as mudanças na sua volatilidade pode ser negativa, pois é observado que as más notícias aumentam a volatilidade, enquanto que as boas notícias a diminuem. Nelson (1991) propôs um modelo não-linear alternativo, o EGARCH que é da forma.

$$\begin{aligned}
e_t / \psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
\log(h_t) &= \varpi + \beta \log(h_{t-1}) + \gamma \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \\
e_t &= R_t - x_t' b
\end{aligned} \tag{3.5.1}$$

Neste modelo, incluindo o choque padrão (e_{t-1}) e o seu valor absoluto, é dada maior flexibilidade à equação da variância, permitindo que ela capture alguma assimetria na relação entre retornos de mercado e a volatilidade condicional. O modelo é assimétrico devido à existência do coeficiente γ , que capta o efeito *leverage*.

Uma outra diferença entre os modelos GARCH e EGARCH é que, neste, grandes erros provocam maiores impactos na volatilidade do que nos modelos GARCH, sejam eles de valores positivos ou negativos, como pode ser notado pelo termo $|e_{t-1}|$.

3.6 MODELO IGARCH

Em muitas aplicações de séries de tempo financeiras de alta frequência, a variância condicional estimada utilizando um modelo $GARCH(p, q)$, como o descrito pela equação (3.4.2), exibe uma forte persistência, isto é,

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \approx 1.$$

Reescrevendo a equação (3.4.2), acrescentando o termo $[1 - \beta(L)]e_t^2$ em ambos os lados desta equação:

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]e_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)](e_t^2 - \sigma_t^2) \quad (3.6.1)$$

Quando o polinômio $[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$ tem uma raiz unitária, indicando que o processo da variância condicional é não estacionário, ou seja, $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1$, resulta no modelo Integrado GARCH (IGARCH) de *Engle e Bollerslev* (1986). Os autores denominaram o modelo acima de integrado na variância se $\alpha_0 = 0$ e integrado na variância com tendência se $\alpha_0 > 0$.

Neste modelo a informação corrente permanece importante para a previsão da volatilidade em qualquer horizonte de tempo. Então, se o modelo básico GARCH for estendido para admitir uma raiz unitária na variância condicional, esse processo Integrado GARCH - IGARCH, admite que choques tenham um efeito permanente na variância condicional.

Por último, a partir da soma dos coeficientes α e β no modelo GARCH - $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = \gamma$ pode-se quantificar o grau de influência da persistência da volatilidade nos retornos através do cálculo da meia-vida, que mede o período de tempo necessário para que o efeito de um choque na volatilidade diminua até a metade, e é dada por $\lambda = 1 - [\log 2 / \log \gamma]$, sendo γ a persistência.

Dentre outros modelos da família ARCH, destaca-se ainda os modelos a seguir que também captam as diversas características das séries financeiras, o ARCH-M, proposto por Engle, Lilien e Robins (1987), o FIGARCH desenvolvido por Ding, Granger e Engle (1993), o SWGARCH (GARCH com mudança de regime) idealizado por Hamilton e Susmel (1994) e o P-GARCH (GARCH periódico), formulado por Bollerslev e Ghysels (1996).

3.7 APLICAÇÕES PARA O BRASIL

Atualmente, os principais trabalhos que analisam as séries temporais financeiras utilizam, em sua maioria, modelos da família ARCH, isto é, que não consideram a hipótese da variância constante ao longo do tempo.

Um modelo usado amplamente foi desenvolvido por Robert Engle (1982), que publicou o primeiro trabalho da classe dos modelos ARCH, sugerindo que o uso de um modelo de heterocedasticidade condicional auto-regressiva traria maior eficiência, com o intuito de compreender a influência da variância da taxa de inflação na própria taxa de inflação. Logo a seguir, Bollerslev (1986) gerou um modelo similar, com uma constante, a volatilidade do último período (o termo ARCH), porém com a inserção da variância do último período (o termo GARCH), isto é, expressou em seu modelo a generalização do modelo adotado por Engle (1982). A partir de então, inúmeros artigos foram publicados utilizando este tipo de procedimento.

Para Braun, Nelson e Sunier (1995), os resultados de suas investigações sobre a covariância condicional dos retornos do CRSP-VW e dos portfólios construídos a partir das ações da New York Stock Exchange confirmaram a hipótese da presença de

heterocedasticidade condicional nos componentes de mercado e de não-mercado dos retornos e uma evidência mais fraca na variância temporal condicional para os betas. Assim como o esperado, o efeito assimetria foi forte nos componentes de mercado da volatilidade, ao contrário, nos betas condicionais e fraco ou inconsistente nas fontes de não mercado de risco.

Verificou-se, para todos os portfólios, uma forte persistência gerada pelos choques no beta, coeficiente este, na maior parte das vezes, superior que 0,9. No caso específico do portfólio de bens duráveis, o beta foi de 0,99, implicando numa meia-vida do choque de 29 anos, ao contrário do portfólio financeiro, que apresentou um coeficiente de 0,94, com meia-vida de 1 ano. Não obstante, na variância condicional do mercado, também foi verificada uma forte persistência, variando a meia-vida de um choque entre 24 e 52 anos. A persistência se estendeu para os choques na variância do portfólio, com beta maior que 0,97 e meia-vida de 9 meses a 14 anos. Ao nível de significância de 5%, no que tange à assimetria de mercado, este foi estatisticamente insignificante para a equação do beta na maior parte dos portfólios.

Zielgemann e Pereira (1997) realizaram um estudo empírico para o índice IBOVESPA, por meio da utilização dos modelos de Volatilidade Estocástica com Deformação Temporal. Apresentaram-se modelos a tempo discreto e observou-se que a volatilidade estimada com deformação foi mais errática do que sem deformação, fato que não acontecia quando se usava modelo a tempo contínuo. Ao se introduzir o coeficiente aleatório no processo auto-regressivo AR(1) que governava o logaritmo da volatilidade, boa parte da erraticidade do processo desapareceu.

Sendo assim, o processo duplamente estocástico resultante é preferível por conter menos ruído. Uma segunda vantagem é a possibilidade de incorporação de processos observáveis com um apelo empírico subjacente. A idéia de alteração do mercado, à medida que chegam novas informações, permite a inclusão destes processos, observados no tempo calendário, de uma forma natural, incorporados à função de deformação temporal. Uma terceira vantagem é a relação que se pode obter entre variações destes processos e o comportamento da volatilidade.

Verificou-se, na aplicação dos dados do IBOVESPA, que quanto maior o volume negociado no dia anterior, maior a volatilidade do dia em questão. Além disso, os retornos negativos no dia anterior conduzem a uma volatilidade maior do que os retornos positivos, o que significa afirmar que, quando os preços diminuían, a volatilidade subsequente era maior do que quando os preços aumentavam. Uma última vantagem é a possibilidade de utilizar esta abordagem para dados de alta frequência, os quais surgem de forma aleatória e não

igualmente espaçados no tempo. Modelos a tempo discreto não são capazes de tratar de forma adequada este tipo de dados. Uma desvantagem deste tipo de modelagem é a impossibilidade de prever a volatilidade mais do que um passo à frente, embora se o objetivo seja utilizar estas previsões para gerenciamento de risco esta desvantagem desaparece se o horizonte de balanceamento das carteiras for de um dia, como é usual no mercado.

O resultado obtido pela estimação do modelo GARCH (1,1) foi que o coeficiente estimado para a variância defasada no mercado futuro do Ibovespa foi de 0,8 contra 0,6 do mercado à vista, indicando que os choques no mercado futuro demoraram mais a desaparecer. A característica (fato estilizado) referente ao agrupamento de volatilidade foi identificada neste modelo.

Galvão, Portugal e Ribeiro (2000) realizaram um trabalho com o objetivo de verificar a relação entre o mercado à vista no Brasil, no sentido de observar o comportamento da volatilidade nesses mercados e inferir relações de causalidade. A hipótese de causalidade entre os mercados futuro e à vista foi testado utilizando-se correlogramas cruzados das volatilidades e um modelo GARCH bivariado.

Na estimação do modelo, foi utilizado o teste t sobre os parâmetros e o valor da função de verossimilhança, para estabelecer os graus dos polinômios p e q , que determinam a ordem do GARCH. Testou-se, ainda, o modelo de ARCHM¹, contudo, o melhor modelo encontrado para a série à vista foi o da equação (4.1.1).

$$h_t = 0.0348 + 0.1344 e_{t-1}^2 + 0.7526 h_{t-1} \quad (3.7.1)$$

(0.0336) (0.0892) (0.1608)

Os desvios-padrão mostraram que os coeficientes do erro quadrático defasado não foram significantes, embora o termo autoregressivo o seja. Os desvios padrão se apresentaram robustos à heteroscedasticidade e se verificou através do teste de Bera –Jarque, que não há autocorrelação de primeira ordem e que os resíduos foram Gaussianos.

Contudo, não se pode afirmar que o modelo é Garch (1,0), pois o modelo GARCH nada mais é do que uma representação autoregressiva de um modelo de médias móveis (ARCH). Isso é feito para gerar modelos mais parsimônios. Se o coeficiente do erro quadrático defasado fosse igual a zero, a variância não estaria mudando ao longo do tempo, porque as inovações são o que, por definição, fazem a variância mudar. Assim, se um teste de

¹ ARCH em média. Consiste em incluir a variância estimada também na equação da média (ENGLE, LILIEEN ; ROBINS, 1987).

Wald, por exemplo, determinar que o coeficiente do erro quadrado é zero, e a constante também não é significativa, então, não existiria um comportamento ARCH na variância e ela seria, para esse tipo de modelo, constante. Outra opção seria estimar uma ARCH e ver se os coeficientes seriam significativos. Se fossem, existiria um problema de robustez para estimar esses modelos e poderia justificar um GARCH (1,1), porém GARCH (1,0) não existe. Nesta linha de argumentação, os resultados se aproximaram de Bustamante e Fernandes (1995), que sugeriram que a partir de junho de 1992 a variância do câmbio paralelo fosse constante.

Este resultado pareceu sugerir que a gerência da política cambial pelo Banco Central tinha sido muito bem sucedida, no sentido de evitar grandes incertezas sobre a trajetória da taxa de câmbio no mercado à vista. Apesar de haver um aumento aparente da volatilidade no mercado à vista, no final de 1994 e em março de 1995, em função das incertezas com a desvalorização do peso mexicano e da mudança na condução da política cambial, com a introdução dos sistemas de bandas, os resultados da equação (4.1.1) não permitiram aceitar a hipótese de não constância da volatilidade nos níveis usuais de significância.

Os resultados da análise empírica para os mercados brasileiros de câmbio e ações sugerem que os movimentos que aumentam a volatilidade, tanto no mercado futuro, quanto no mercado à vista, são exógenos a esses mercados. Os testes de causalidade não demonstraram uma base significativa para a aceitação da hipótese de que a volatilidade no mercado à vista é causada pela volatilidade no mercado futuro.

Para o caso específico do câmbio, a ação do Banco do Brasil no mercado à vista demonstrou que não exercer nenhuma influência do mercado futuro para o à vista, uma vez que, para o índice de ações, os resultados de causalidades também são frágeis.

Os resultados adquiridos através do teste de causalidade pelo método de Cheung e Ng (1996 apud GALVÃO; PORTUGAL; RIBEIRO, 2000) verificaram evidências de que o mercado à vista causa o mercado futuro na média, não implicando causalidade em variância. Já o modelo de Comte e Liberman (1997 apud GALVÃO; PORTUGAL; RIBEIRO, 2000) empregados, auferiram a existência de causalidade entre o mercado à vista e futuro, sendo esta direcionada do mercado à vista ao mercado futuro. Este método, utiliza um vetor autoregressivo e um modelo GARCH bivariado a fim de constatar se a causalidade encontrada para a média é também reproduzida para a variância ou se existe causalidade na variância que não foi identificada na média.

Galvão (1997) estruturou um modelo com o objetivo de captar as relações existentes entre a volatilidade dos mercados à vista e futuro no Brasil; seus embasamentos teóricos

foram, primeiro, ligados a modelos da classe GARCH e segundo relacionado a testes de causalidade. Subdividido em dois períodos, o primeiro referente às mudanças geradas na flutuação do câmbio comercial brasileiro devido à ocorrência da crise mexicana, já o segundo relacionado às mudanças na Bolsa de Valores de São Paulo decorrentes da grande entrada de capital estrangeiro para investimento, principalmente, em ações de empresas estatais privatizáveis.

Day e Lewis (1992 apud GABE; PORTUGAL, 2003) ao estudarem o índice de opções S&P 100, com expiração de 1985-1989, concluíram que a volatilidade implícita é viesada e ineficiente e que a volatilidade passada contém informações preditiva sobre volatilidade futura além do que está contido na volatilidade implícita, rejeitando, assim, a hipótese conjunta de eficiência de mercado e dos modelos de precificação de opções da classe Black & Scholes. Porém, segundo Christensen & Prabhala (1998 apud GABE; PORTUGAL, 2003), ambos os estudos usam amostras sobrepostas e, adicionalmente, são caracterizados por um problema “maturity mis-match”, pois Lamoureux & Lastrapes (1993) examinam o poder preditivo da volatilidade implícita um dia à frente e Day & Lewis o examinam uma semana à frente, computado de opções que possuem tempo de maturidade muito maior (129 dias de negociação no teste de Lamoureux e Lastrapes e 36 dias de negociação em Day e Lewis).

Segundo Canina & Figlewski (1993 apud GABE; PORTUGAL, 2003), também utilizando o mercado de índice de opções S&P 100 (dados incluem somente o período anterior a outubro de 1987), encontraram que a volatilidade implícita não tem qualquer correlação com o retorno futuro da volatilidade e não incorpora a informação contida na mais recente volatilidade observada. Por outro lado, igualmente utilizando o índice de opções S&P 100 com um ciclo de expiração de um mês, de 11/1983 a 05/1995, Christensen & Prabhala (1998 apud GABE; PORTUGAL, 2003) encontraram que a volatilidade implícita tem uma melhor performance do que a volatilidade histórica na previsão da volatilidade futura. A divisão dos dados em antes e após o *crash* no mercado norte-americano, em outubro de 1987, evidencia que foi essa quebra estrutural que levou a volatilidade implícita ser mais viesada antes do que após o *crash*.

Nessa mesma linha, segue o estudo de Fleming (1998 apud GABE; PORTUGAL, 2003), que também examina a performance da volatilidade implícita do índice S&P 100 como um preditor da futura volatilidade no mercado de ações. Usando uma amostra de preços históricos dessas opções transacionadas na *Chicago Board Options Exchange*, de outubro de

1985 a abril de 1992, seus resultados indicaram que a volatilidade implícita é um preditor viesado positivamente, mas que contém relevantes informações sobre a volatilidade futura. A volatilidade implícita domina a taxa de volatilidade histórica, em termos do poder de previsão ex-ante, e seu erro de previsão é ortogonal aos parâmetros freqüentemente ligados à volatilidade condicional, incluindo aqueles empregados em várias especificações ARCH. Esses resultados sugerem que um modelo linear com correção para o viés da volatilidade implícita pode providenciar um útil estimador de mercado da volatilidade condicional.

Já Gabe e Portugal (2003), em seus estudos com base nos dados de ações da Telemar S.A, avaliaram a precisão na previsão da volatilidade futura usando as volatilidades implícita e estatística. A volatilidade implícita foi obtida por indução retroativa da fórmula de *Black-Scholes*. As previsões estatísticas da volatilidade foram obtidas pelos modelos de média móvel ponderada igualmente, GARCH, EGARCH e FIGARCH.

Os resultados das regressões do conteúdo de informação revelaram que a volatilidade implícita ponderada possui substancial quantidade de informações sobre a volatilidade um passo a frente. Porém, a estatística *Wald* revelou que os modelos EGARCH e FIGARCH são previsores eficientes e não viesados da variação absoluta dos retornos da ação da Telemar S.A. entre t e $t+1$.

Nas regressões do poder de previsão, que testaram a habilidade da variável explicativa em prever a volatilidade ao longo do tempo de maturidade da opção, os resultados rejeitaram a hipótese da volatilidade implícita em ser um melhor previsor da volatilidade futura. No teste de previsor eficiente e não viesado, a estatística *Wald* não rejeitou esta hipótese para o modelo FIGARCH. Isso significa que um modelo que toma os dados *ex-post* consegue prever a volatilidade futura com maior precisão do que um modelo de natureza *forward looking*, como é o caso da volatilidade implícita. Desse modo, é melhor seguir a volatilidade estatística, expressa pelo modelo FIGARCH, para prever com maior precisão o comportamento futuro do mercado.

Silveira et al. (1999) realizaram um trabalho de pesquisa sugerindo, apropriadamente, o emprego de modelos da família GARCH como alternativa mais eficiente para a estimação da volatilidade condicional do retorno dos ativos financeiros. Era inquestionável que tais modelos seriam superiores aos métodos de estimação encontrados na maioria dos pacotes de gerenciamento de risco, até porque os últimos em geral, resultavam em restrições paramétricas impostas sobre a família GARCH. Exemplo disso foi o método do decaimento

exponencial, empregado pelo popularizado *RiskMetrics* para a estimação de volatilidades, que nada mais é que o modelo IGARCH sem constante. Entretanto, a família GARCH sofre o sério inconveniente de não ser flexível o suficiente para capturar importantes propriedades encontradas nas séries de dados financeiros, como o impacto diferenciado de choques positivos e negativos, de mesma magnitude, no retorno corrente dos ativos sobre a volatilidade de retornos futuros, fato estilizado conhecido na literatura como *efeito assimetria*. É por isso que se fez necessário a reestimação da volatilidade do retorno dos ativos a partir de modelos parametricamente menos restritivos, capazes de se ajustar mais adequadamente à base de dados existente.

Dois destes modelos foram analisados: o GJR, o qual resulta uma generalização direta do GARCH(1,1), e o GARCH exponencial (EGARCH). Estes modelos foram estimados e seus resultados comparados com os da família GARCH. Esperava-se que as parametrizações alternativas para a volatilidade condicional, que permitiam capturar o efeito assimetria, fornecessem estimativas mais acuradas para esta variável, embora qualquer ganho nesse sentido precisasse ser comparado a uma provável perda em termos de maior esforço e complexidade computacionais.

Os resultados, com base em séries históricas de retorno de ações de outros países, apontaram para o fato de que um choque no retorno do dia t (a diferença entre o retorno do dia t e seu valor esperado no dia $t-1$) tem um impacto assimétrico sobre a variância do retorno do dia $t+1$: choques negativos têm um impacto positivo sobre a volatilidade maior que o impacto de choques positivos de mesma magnitude (valor absoluto). Esse resultado, conhecido como efeito assimetria, não pode ser capturado pela família GARCH, pois esta consiste numa parametrização da volatilidade que impõe a restrição de que choques positivos e negativos de mesma magnitude exercem o mesmo impacto sobre aquela variável. É devido a esta limitação da família GARCH que se faz necessário testar modelos paramétricos alternativos para a volatilidade das ações que sejam flexíveis o suficiente para capturar o efeito assimetria. Quer dizer, modelos em que choques positivos e negativos de mesmo valor absoluto possam ter impacto diferenciado sobre a volatilidade, inclusive com sinais opostos. Dois modelos com esta característica, conhecidos como GJR e EGARCH, foram examinados e comparados com três modelos da família GARCH: o IGARCH sem constante e com constante e o GARCH(1,1).

A partir dos resultados, foi possível afirmar que a maioria dos papéis analisados (ações brasileiras com elevado volume de negócios em bolsa) apresentam efeito assimetria

fortemente significativo, o que, a princípio, sugere a substituição de modelos da família GARCH – inclusive o método do decaimento exponencial usado pelo *RiskMetrics* (IGARCH sem constante) – pelo GJR ou EGARCH nos modelos de gerenciamento de risco. Em especial, este efeito será bastante expressivo no caso de choques no retorno de grande magnitude, quando então as estimativas de volatilidade obtidas com os modelos que capturam assimetria (GJR e EGARCH) diferirão mais expressivamente das estimativas obtidas com os modelos que não capturam assimetria (IGARCH e GARCH).

A simulação com dados históricos do comportamento de uma carteira teórica de ações da BOVESPA, ao longo de um período específico mostrou claramente que as perdas efetivas desta carteira, em geral, superam o VAR (a perda máxima esperada) relativos ao *RiskMetrics* – em que a volatilidade do retorno dos ativos é estimada por meio do método do decaimento exponencial (IGARCH sem constante) – nos mesmo dias úteis em que assim o faz em relação ao VAR alternativo – em que essa mesma volatilidade é estimada por intermédio de um dos métodos alternativos. Logicamente, este resultado é um argumento a favor de se continuar usando o método do decaimento exponencial na estimação da volatilidade dos ativos financeiros.

Além disso, à medida que os procedimentos em voga, de análise de risco, assumem a hipótese de normalidade condicional do retorno dos ativos, apesar de refutada pela evidência empírica, pode-se considerar um segundo argumento a favor do método do *RiskMetrics*: testes de *stress* apontam para o melhor desempenho do IGARCH sem constante frente aos outros modelos sugeridos se aquela hipótese é assumida como verdadeira, sugerindo, assim, que este modelo é mais compatível com a hipótese de normalidade condicional para o retorno dos ativos.

Tais resultados desencorajam o uso do GJR e do EGARCH no trabalho de gerenciamento de risco das instituições financeiras, em substituição ao método do decaimento exponencial, que possui a vantagem de ser computacionalmente rápido. Entretanto, seria precipitado concluir que os ganhos auferidos com a estimação mais precisa da volatilidade do retorno dos ativos com o uso daqueles dois modelos não seriam suficientemente expressivos face à comodidade computacional oferecida pelo método do decaimento exponencial, uma vez que para algumas atividades importantes, como a precificação de opções, reduzidas melhorias na estimação das volatilidades representam grande valor.

Kim e Kon (1994 apud MORAIS; PORTUGAL, 1999a) estimaram os modelos AR(1)-ARCH(q) encontrando que a constante da equação da variância condicional foi positiva. O menor modelo obtido foi um ARCH(2). O AR(1)-GARCH(1,1) adaptou-se melhor aos dados do que seus similares da classe GARCH(q,p). Comparando os modelos GARCH(1,1) e ARCH(2), pelas das estatísticas do erro médio (ME), erro quadrático médio (RMSE), erro absoluto médio (MAE), erro médio absoluto percentual (MAPE) e pelo log da verossimilhança, conclui-se que o primeiro prevê melhor, ainda que nenhuma das previsões tenha tido a performance desejada. Esses dois modelos foram ainda, comparados com o EWMA (*exponentially weighted moving average*) e com o modelo de estimação da volatilidade histórica, sendo este último adotado como *benchmark*.

Hagerud (1997 apud MORAIS; PORTUGAL, 1999b) compara sete modelos (EGARCH, GJR, T-GARCH, A-PARCH, GQARCH, VS-ARCH e LSTGARCH) para o retorno diário de 45 ações da bolsa de valores de Helsinque, Estocolmo, Oslo e Copenhague. A equação da média foi estimada através de um AR(1). O modelo GARCH(1,1) foi comparado aos demais na previsão da variância condicional utilizando como critérios de seleção o valor da função de verossimilhança e o critério de Schwarz. O máximo da função de verossimilhança, como esperado, foi maior para modelos com mais parâmetros, tais como o APARCH e o LSTGARCH. Os modelos que minimizaram o critério de Schwarz um maior número de vezes foram o GJR e o TGARCH.

4 ESTIMATIVAS DA VOLATILIDADE DOS RETORNOS DIÁRIOS DA AÇÃO VALE DO RIO DOCE PNA

Com base na teoria dos trabalhos já revisados e, tendo em consonância a estrutura apropriada para a caracterização da série, cabe investigar inicialmente as questões fundamentais, como: a normalidade, a autocorrelação, a aglomeração de volatilidade e a heterocedasticidade.

A série utilizada será da Ação da Vale do Rio Doce, em seu valor ajustado diário (PNA), pelo fato desta representar a forma de recebimento do lucro da empresa, através de bonificações, dividendos ou subscrição, sendo diferenciada na forma de recebimento de dividendos, bonificações ou subscrição de uma ação PN. O período será de 1998 até 2004, resultando em 1733 observações coletadas junto a Solidus Corretora de Valores. Para a estimação do modelo GARCH será utilizado o software de estimação estatística E-Views.

A série foi dividida em quatro sub-períodos: o primeiro, de 1998 até 2000, pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce / Crise Russa / flexibilização do câmbio no Brasil; o segundo de 1998 até 2002, pré-eleições presidenciais brasileira; o terceiro de 2000 até 2002 e, por fim, o último que equivale a toda a série, de 1998 até 2004.

Este capítulo está organizado de tal forma que, na primeira seção 4.1 encontra-se a características dos dados, na seção seguinte 4.2, estão os modelos da família ARCH selecionados para os períodos destacados e, na última seção 4.3 esta a conclusão.

4.1 CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS

O modelo GARCH é estimado baseado nas séries de dados diários do valor ajustado por proventos e dividendos da Ação Vale do Rio Doce PNA, pois o seu valor nominal a partir do dia 19/08/2004, foi dividido por três ações. A série se origina do preço do fechamento diário desse valor, partindo de 02 de janeiro de 1998 até 30 de dezembro de 2004, exceto os feriados e paralisações.

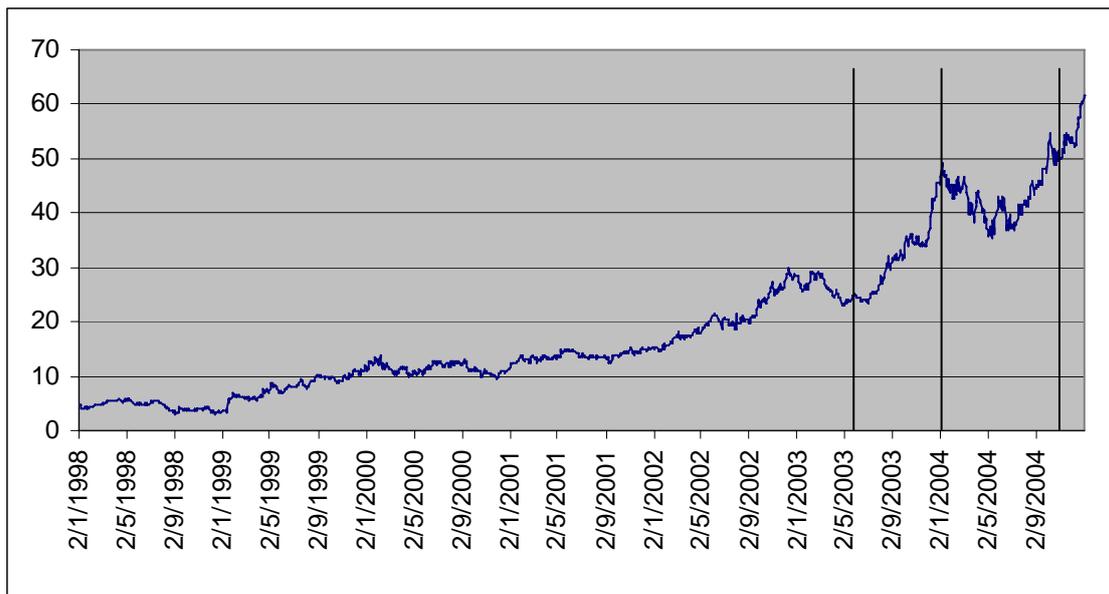


Gráfico 4.1.1 - Desempenho do valor ajustado da Ação Vale do Rio Doce PNA

Fonte: Economática

Segundo o Gráfico 4.1.1, percebe-se a tendência crescente da série ao longo do tempo, em consonância, pode-se ressaltar o aumento significativo do ponto de vista histórico da série de 1998 até 2003, momento pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce e recorde histórico na produção de minério de ferro. Em 2002 atinge novamente o recorde na produção de minério de ferro, concomitantemente ao cenário brasileiro de articulações para as eleições presidenciais e, no ano de 2003 a Vale apresenta o maior lucro líquido de sua história: R\$ 4,509 bilhões.

No final de 2003, percebe-se no Gráfico uma acentuada queda no movimento ascendente no valor da ação devido aos acontecimentos exógenos ao mercado interno que não contribuíram para a permanente ascensão do valor da ação, pois 67% dos negócios com as ações da Vale foram realizados na Bolsa de Nova York, contra 33% realizados na Bovespa.

Por fim em 2004, a Vale atinge o valor de mercado de US\$ 25 bilhões, porém permanece sofrendo os impactos exógenos causadores da sazonalidade apresentada no gráfico.

Tal que, nos modelos de volatilidade, se utilizam usualmente os retornos do ativo, tem-se a seguir, fazendo a primeira diferença do log do preço do ativo Vale do Rio Doce, a seguinte equação (4.1.1):

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (4.1.1)$$

sendo R_t o retorno no tempo t e P_t o valor do preço ajustado no tempo t . Esta série é demonstrada no Gráfico 4.1.2 e, o seu quadrado logo a seguir no Gráfico 4.1.3.

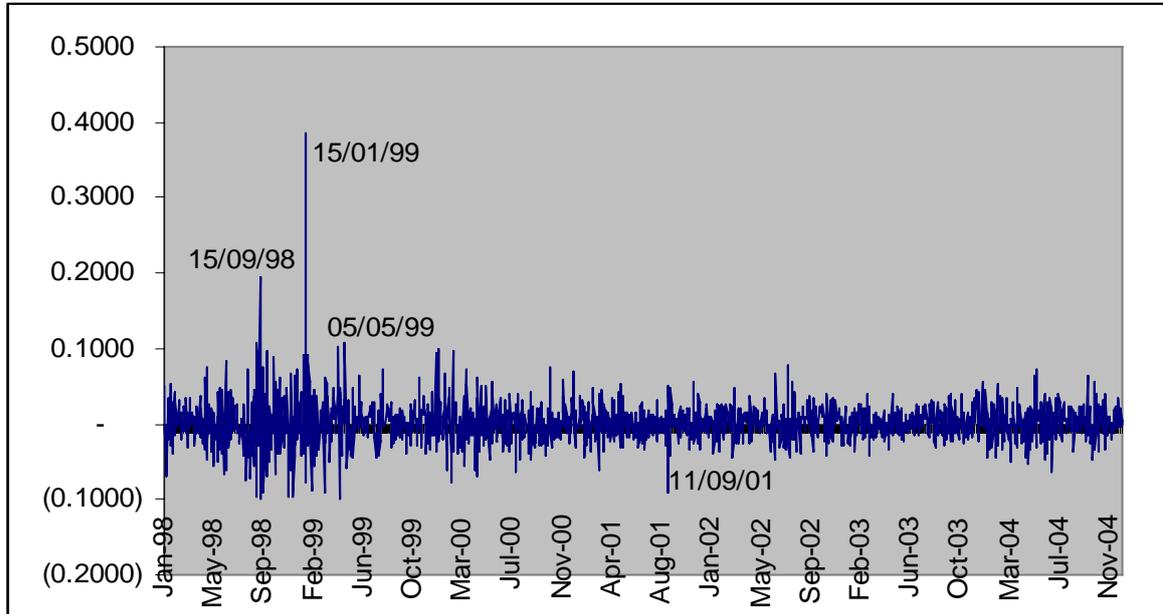


Gráfico 4.1.2 - Desempenho dos Retornos em Ln da ação Vale do Rio Doce PNA

Fonte: E-views elaborada pelo autor

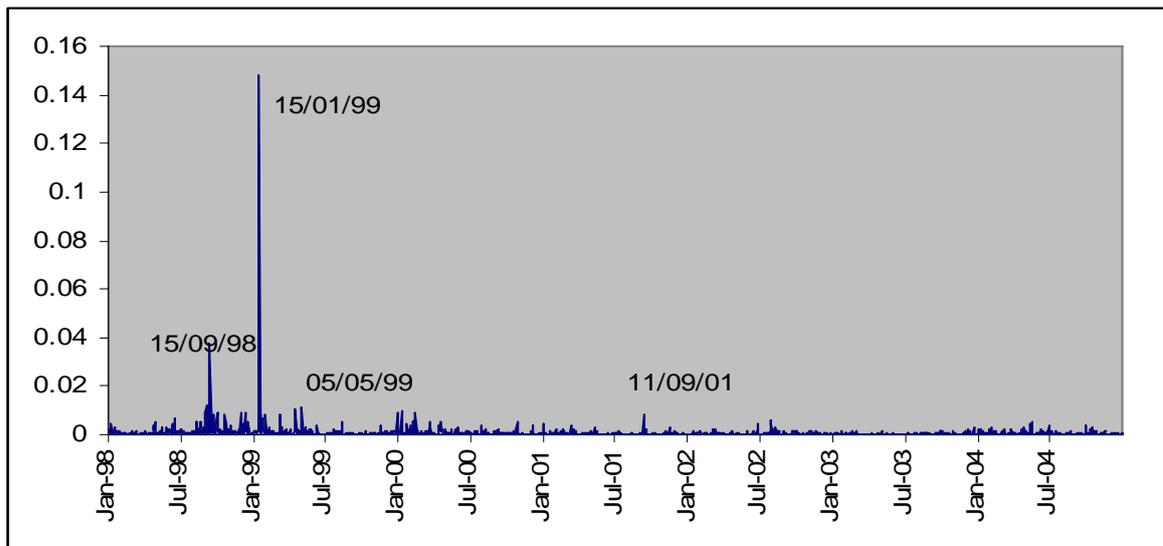


Gráfico 4.1.3 - Desempenho dos Retornos ao quadrado em Ln da ação Vale do Rio Doce PNA

Fonte: E-views elaborada pelo autor

Na série dos retornos, os valores máximos e mínimos divergem dos encontrados na série do preço ajustado da ação. Os maiores retornos foram encontrados no dia 15 de janeiro de 1999, o qual foi de 38,5%, correspondente a desvalorização cambial brasileira e, no dia 15 de setembro de 1998, igual a 19,4%, correspondente ao primeiro ano após a privatização, em que a Vale atinge crescimento de 46% no lucro em relação ao ano anterior.

Os pontos mínimos ocorreram nos dias 4 de setembro de 1998, no dia 19 de abril de 1999 e 11 de setembro de 2001 com retornos iguais a -10%. Períodos estes de grandes quedas podem ser explicados pelo fato de que a série em dias anteriores, demonstra uma alta taxa de retorno, o que faz com que no dia seguinte, a preço da ação caia abruptamente.

A efervescência do mercado acionário, demonstrada no Gráfico 4.1.2 através do retorno logarítmico do preço da ação da Vale do Rio Doce, se deriva na maioria dos pontos máximos e mínimos, das crises conjunturais, levando a uma maior volatilidade destes períodos. Espera-se que os modelos GARCH capturem esta seqüência de altos retornos positivos e negativos que dão origem a variância.

A partir da estatística de teste alternativa, designada em homenagem a seu criador, Dickey-Fuller, verificou-se a tendência do comportamento comum das séries econômicas de serem não-estacionárias.

Porém, tal como sugere a teoria econômica, as séries não-estacionárias para que possam ser modeladas adequadamente, devem ser submetidas a um processo integrado não-estacionário, para se tornarem séries estacionárias, passíveis de modelagem.

O número (d) de vezes que o processo integrado foi submetido para se tornar estacionário é denominado ordem do processo integrado. Como os dados inerentes a ação Vale do Rio Doce são estacionários no nível depois de diferenciados uma vez, estas séries são de um processo integrado de ordem 1, i.e, são I(1).

4.2.1 PERÍODO DE 1998 ATÉ 2000

O período analisado se torna importante para análise por conta dos acontecimentos deste período, tais como: a pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce, o desencadeamento da Crise Russa e a tomada de decisão da política econômica brasileira na adoção da flexibilização do câmbio no Brasil. A Tabela 4.2.1.1 abaixo demonstra o problema comum entre as séries financeiras de curtose, assimetria e não-normalidade. Além disso, esta série apresenta a menor volatilidade dentre as três selecionadas, 3,09 pontos. Uma vez que o período de 1998 até 2000 é o mais curto e apresenta menor número de acontecimento que impactaram sobre o preço da ação.

Tabela 4.2.1.1 - Estatística descritiva do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA de 1998 até 2000

Estatística	Ação Vale do Rio Doce
Média* / Probabilidade	0,001309 / 0,385050
Desvio-Padrão	0,035179
Assimetria* / Probabilidade	2,022626 / 0,000000
Curtose* / Probabilidade	23,13848 / 0,000000

Fonte: E-views elaborada pelo autor

* Teste para Média/Assimetria/Curtose = zero

A Tabela 4.2.1.2 mostra a distribuição de frequência da série de retornos, onde se pode confirmar que a distribuição não é normal, apresentando problemas de curtose e assimetria, tal como visualizado anteriormente no quadro 4.2.1.1.

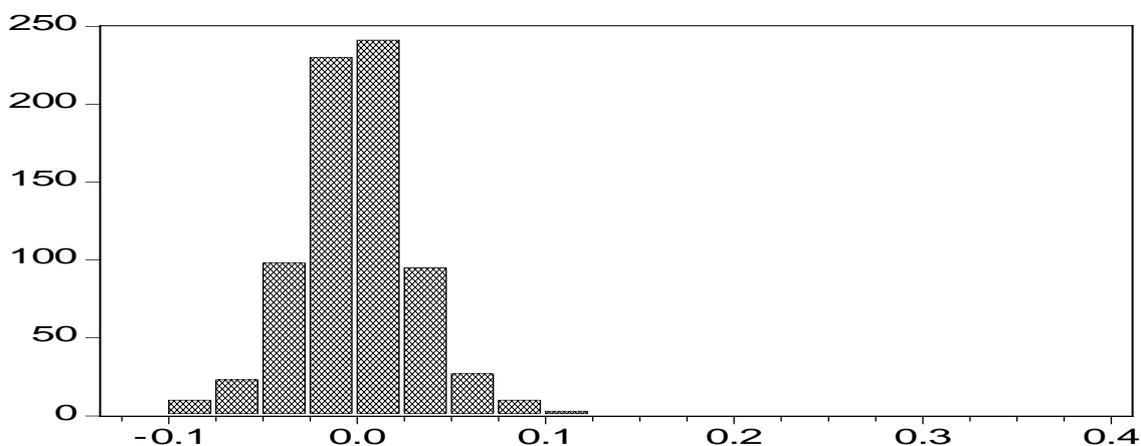


Gráfico 4.2.1.1 - Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA de 1998 até 2000

Fonte: E-views elaborada pelo autor

Tabela 4.2.1.2 - Observações para detecção de autocorrelação

Q(lags)	Estatística Q	Probabilidade
1	3.1309	0.177
2	4.2430	0.120
3	4.3390	0.227
4	7.7056	0.103
5	9.1373	0.104
6	9.1800	0.164
7	12.727	0.079
8	16.429	0.037
9	16.429	0.058
10	18.364	0.049
11	19.216	0.057
12	28.638	0.004
13	30.191	0.004
14	30.293	0.007
15	32.119	0.006
16	32.831	0.008
17	33.634	0.009
18	35.566	0.008
19	35.574	0.012
20	35.742	0.016
21	37.625	0.014
22	39.498	0.012
23	40.133	0.015
24	40.329	0.020
25	40.404	0.026
26	41.343	0.029
27	45.543	0.014
28	45.956	0.018
29	51.869	0.006
30	52.165	0.007
31	53.605	0.007
32	53.68	0.010
33	56.006	0.007
34	56.716	0.009
35	56.899	0.011
36	59.990	0.007

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

Com relação à autocorrelação, pode-se averiguar na Tabela 4.2.1.1 que o valor ajustado do preço da ação é autocorrelacionado, com exceção da estatística Q dos lags (1,2,...,6) que rejeitam a hipótese de autocorrelação.

Tabela 4.2.1.3 - Resultados da estimação para as 740 observações de 1998 até 2000

Variável Dependente: C

Método: ML – ARCH

Data: 28/03/06 Hora: 15:28

Observações: LN 740

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística(Z)	Probabilidade
LN1998_2000	0.333075	6.93E-05	4808.757	0.0000
ARMA(1)	0.991075	0.005219	189.8795	0.0000
Equação da Variância				
C	0.078778	0.006041	13.03999	0.0000
ARCH(1)	-2.801151	0.334070	-8.384918	0.0000
GARCH(1)	-0.969694	0.008764	-110.6409	0.0000
Média da variância	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. da regressão	0.019284	Akaike info criterion		-1.412378
S.Q do resíduo	0.272961	Schwarz criterion		-1.381219
Log da verossimilhança	526.8738	Durbin-Watson stat		2.425471

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

A dependência não-linear apontada pela caracterização da autocorrelação do quadrado dos retornos, foi um indicativo de que modelos com termos autoregressivos ou de médias móveis seriam significativos, assim como mostra a Tabela 4.2.1.2. O teste ARCH indicou a persistência de heterocedasticidade dos resíduos, assim como o teste estatístico Jarque-Bera evidencio a existência da não-normalidade dos resíduos. Este fato aponta para a presença de heterocedasticidade, justificando a utilização do modelo GARCH.

Dentre os modelos gerados para as 740 observações, o apresentado acima, foi o que apresentou os coeficientes significativos, dada a estatística-Z. Além disso, o valor do log da verossimilhança encontrado na Tabela 4.2.1.2, de (526.87) foi o maior dentre os estimados, justamente com o ARMA (1,1).

Dadas as especificidades do período de 1998 até 2000, tal como a pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce, o desencadeamento da Crise Russa e a adoção da flexibilização do câmbio no Brasil, pode-se averiguar segundo o Gráfico 4.2.1.2 e o valor de 0,9695 do GARCH (1,1), a existência de um prolongado impacto dos acontecimentos do período sobre a variância do retorno da ação Vale do Rio Doce PNA, com meias vida de 3 meses.

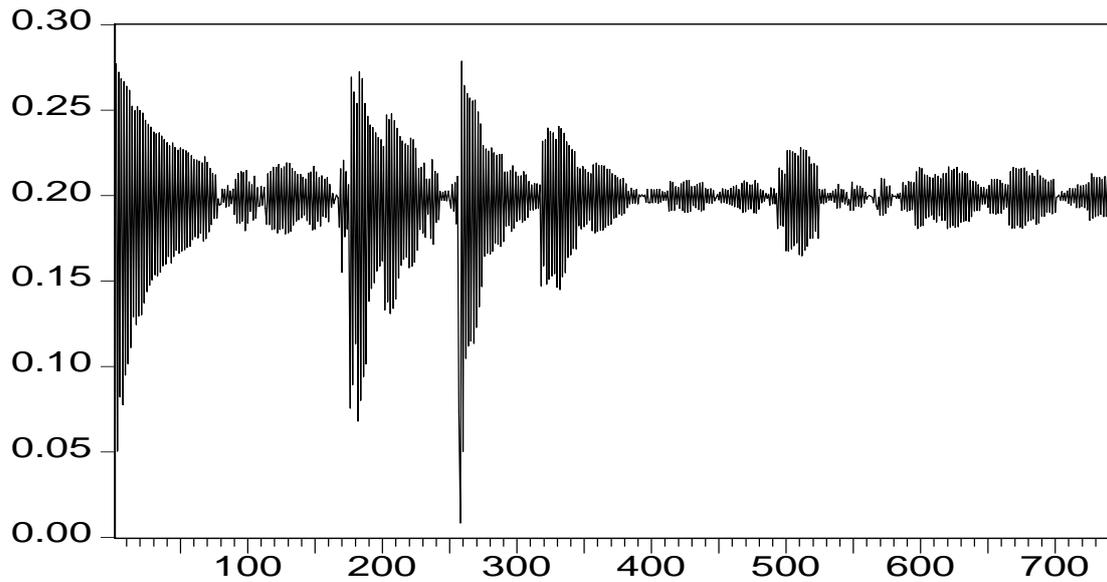


Gráfico 4.2.1.2 - Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para as 740 observações
 Fonte: E-views elaborada pelo autor

A persistência do impacto resultante de choques a variância é dada pelo modelo GARCH (1,1) por $\alpha_1 + \beta_1$, segundo a estimação da tabela 4.2.1.2 o valor resultante foi de 0,9695. A meia vida da persistência obtida de $\alpha_1 + \beta_1$ foi de 3 meses, dada a partir de $\lambda = \log\left(\frac{1}{2}\right) / \log(\delta)$, como também $\delta^\lambda = \frac{1}{2}$, onde λ é a meia vida e δ , a persistência de $\alpha_1 + \beta_1$.

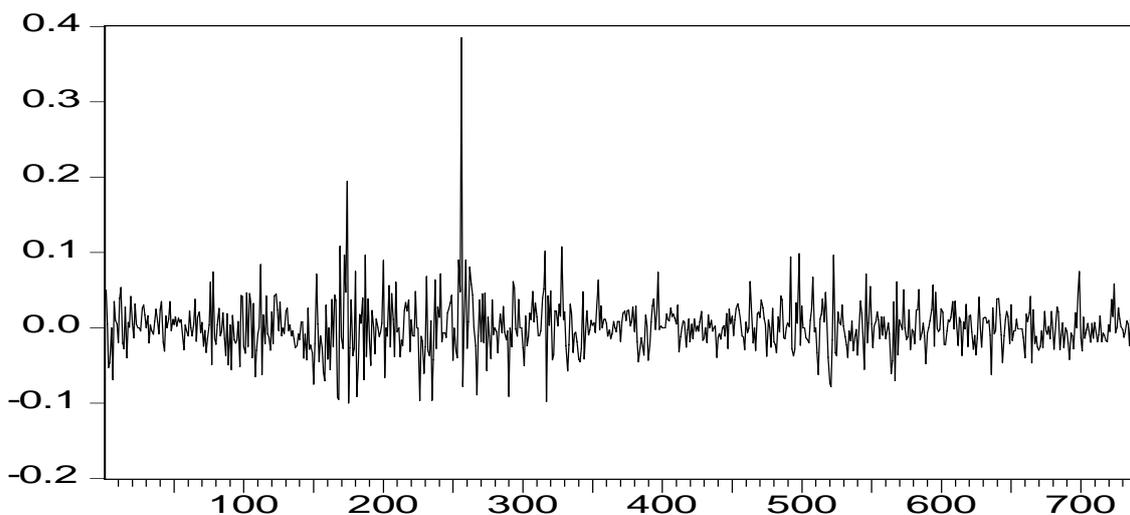


Gráfico 4.2.1.3 - Variância Condicional GARCH (1,1) para as 740 observações
 Fonte: E-views elaborada pelo autor

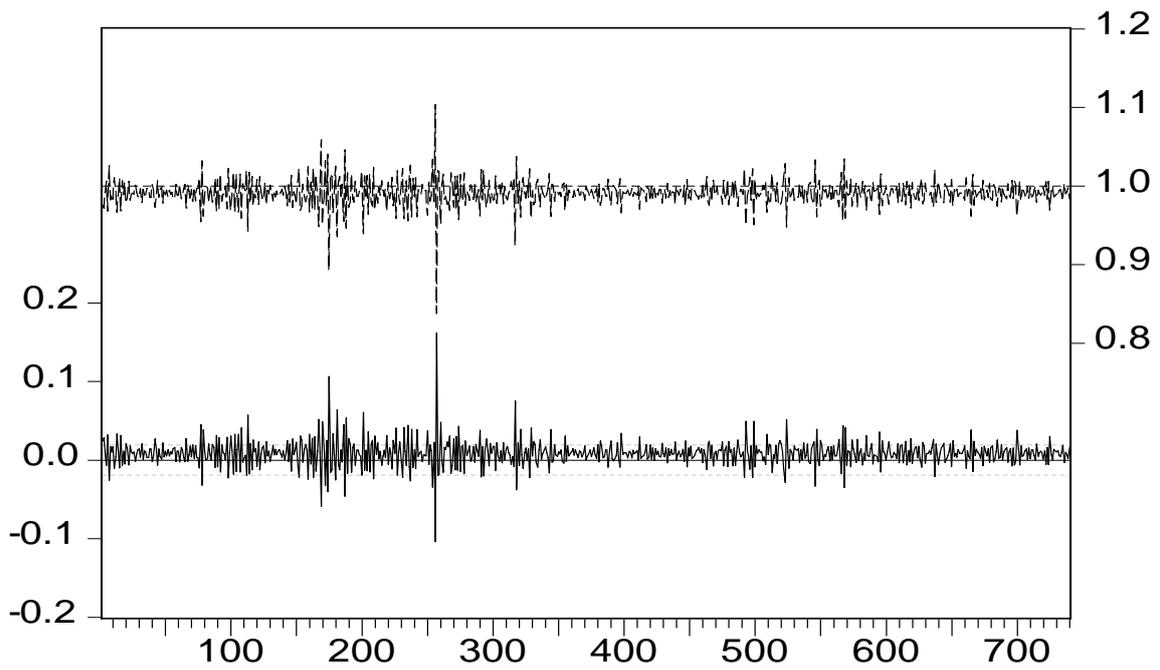


Gráfico 4.2.1.4 - Gráfico residual da equação estimada para as 740 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

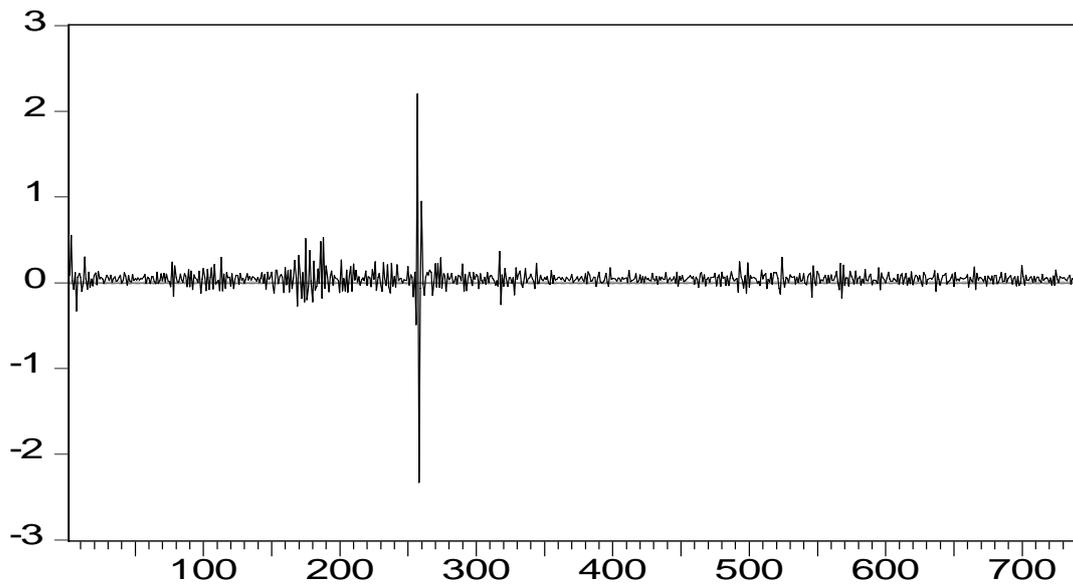


Gráfico 4.2.1.5 - Gráfico residual estandardizados da equação estimada para as 740 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

4.2.2 PERÍODO DE 1998 ATÉ 2002

O segundo período é importante devido aos acontecimentos políticos no Brasil, anos de pré-eleições presidenciais, ponto relevante e impactante no desempenho da variável em estudo.

Estatística	Ação Vale do Rio Doce
Média* / Probabilidade	0.001522 / 0,215758
Desvio-Padrão	0.029925
Assimetria* / Probabilidade	1.962128 / 0.000000
Curtose* / Probabilidade	26.74908 / 0.000000

Fonte: E-views elaborada pelo autor

* Teste para Média/Assimetria/Curtose = zero

A Tabela 4.2.2.1 mostra a distribuição de frequência da série de retornos, onde se pode confirmar que a distribuição não é normal, apresentando problemas de curtose e assimetria, tal como visualizado anteriormente na Tabela 4.2.2.1.

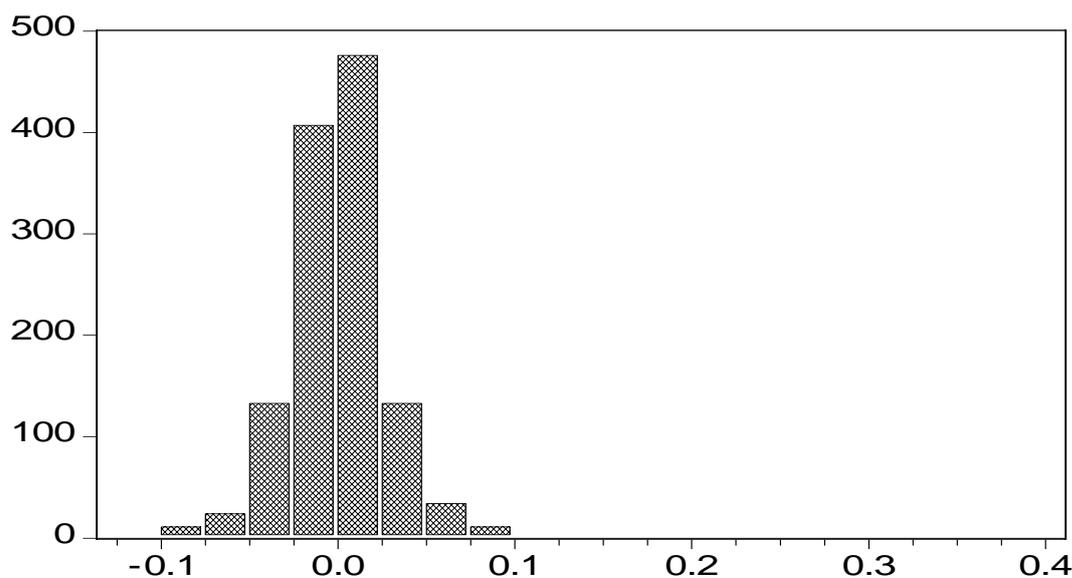


Gráfico 4.2.2.1 - Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA de 1998 até 2002

Fonte: E-views elaborada pelo autor

Tabela 4.2.2.2 - Observações para detecção de autocorrelação

Q(lags)	Estatística Q	Probabilidade
1	3.1024	0.178
2	3.1151	0.211
3	3.3233	0.344
4	7.0382	0.134
5	7.7647	0.172
6	7.9661	0.241
7	11.661	0.112
8	15.611	0.048
9	15.825	0.071
10	17.325	0.067
11	17.608	0.091
12	25.672	0.012
13	26.876	0.013
14	27.313	0.018
15	29.311	0.015
16	29.903	0.019
17	31.116	0.019
18	32.711	0.018
19	32.888	0.025
20	33.098	0.033
21	36.558	0.019
22	39.432	0.013
23	40.299	0.014
24	40.673	0.018
25	40.768	0.024
26	42.288	0.023
27	48.921	0.006
28	49.602	0.007
29	55.211	0.002
30	55.211	0.003
31	57.124	0.003
32	57.159	0.004
33	61.734	0.002
34	62.197	0.002
35	62.316	0.003
36	65.159	0.002

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

Com relação à autocorrelação, pode-se averiguar na Tabela 4.2.2.1 que o valor ajustado do preço da ação, neste segundo período analisado, apresenta autocorrelação, rejeitando a hipótese de autocorrelação em ponto, tais como: lags (1,2,3,...,7).

Tabela 4.2.2.3 - Resultados da estimação para as 1235 observações de 1998 até 2002

Variável Dependente: C

Método: ML – ARCH

Data: 28/03/06 Hora: 17:20

Observações: LN 1235

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística(Z)	Probabilidade
LN1998_2002	0.31092	0.379321	0.819675	0.4124
ARMA(1)	0.953457	0.066779	14.27782	0.0000
Equação da Variância				
C	0.066338	0.013122	5.055535	00000
ARCH(1)	-1.1794	2.053818	-2.574251	0.5658
GARCH(1)	-0.67361	0.349853	-2.925411	0.0542
Média da variância	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. da regressão	0.048459	Akaike info criterion		-1.367557
S.Q do resíduo	2.886002	Schwarz criterion		-1.346819
Log da verossimilhança	848.7824	Durbin-Watson stat		2.225921

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

O teste ARCH para o período de 1998 até 2002, assim como para as 740 observações estimadas na seção anterior, também indicou a persistência de heterocedasticidade dos resíduos, assim como o teste estatístico Jarque-Bera evidencio a existência da não-normalidade dos resíduos, visto na Tabela 4.2.2.1.

Dentre os modelos gerados para as 1235 observações, o apresentado acima, foi o que apresentou os coeficientes significativos, dada a estatística-Z. Além disso, o valor do log da verossimilhança encontrado na Tabela 4.2.2.2, de (848.78) foi o maior dentre os estimados para o período, justamente como o ARMA (1,1).

Além dos acontecimentos já citados do período de 1998 até 2000, o prolongamento do período até 2002, inclui ainda o impacto da pré-eleição presidencial. Pode-se averiguar segundo o Gráfico 4.2.2.2, que o impacto desse acontecimento, persiste a choques na variância para essa série, choque no retorno do dia t (a diferença entre o retorno do dia t e seu valor esperado no dia t-1) tem um impacto assimétrico sobre a variância do retorno do dia t+1.

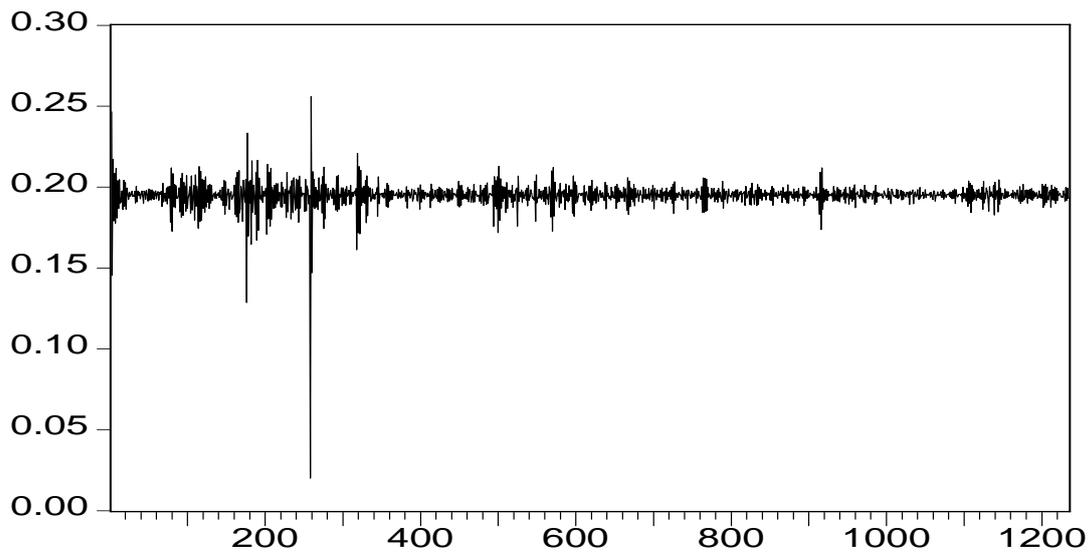


Gráfico 4.2.2.2 - Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

A persistência do impacto resultante de choques a variância dada pelo modelo GARCH (1,1), segundo a estimação da tabela 4.2.2.2 o valor resultante foi de 0,9699. A meia vida da persistência obtida de $\alpha_1 + \beta_1$ foi de 3,5 meses.

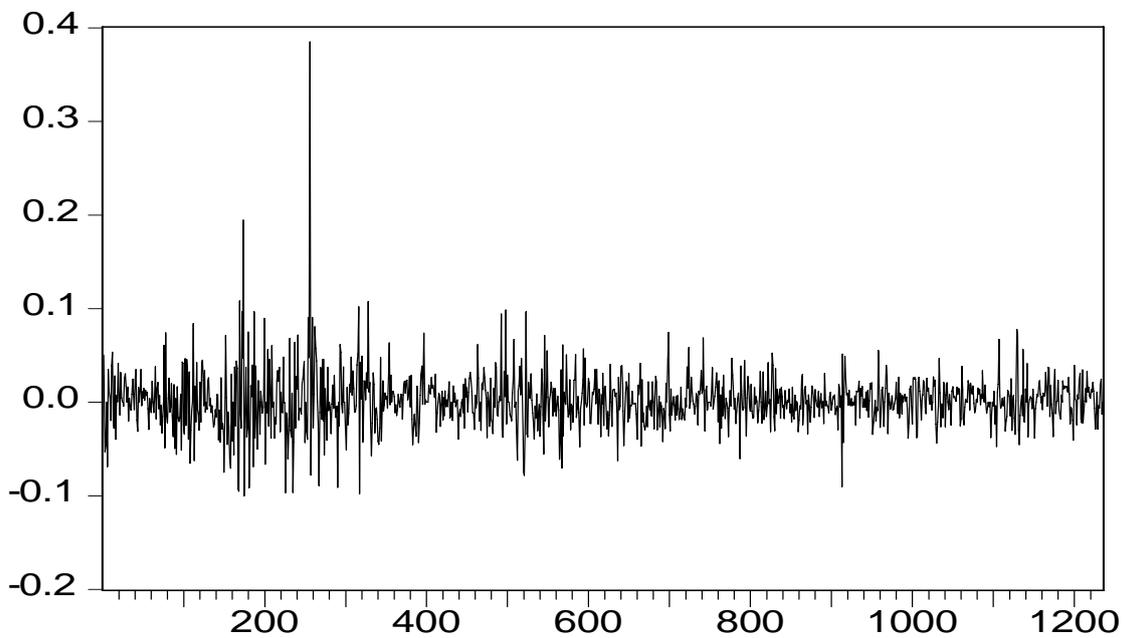


Gráfico 4.2.2.3 - Variância Condicional GARCH (1,1) para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

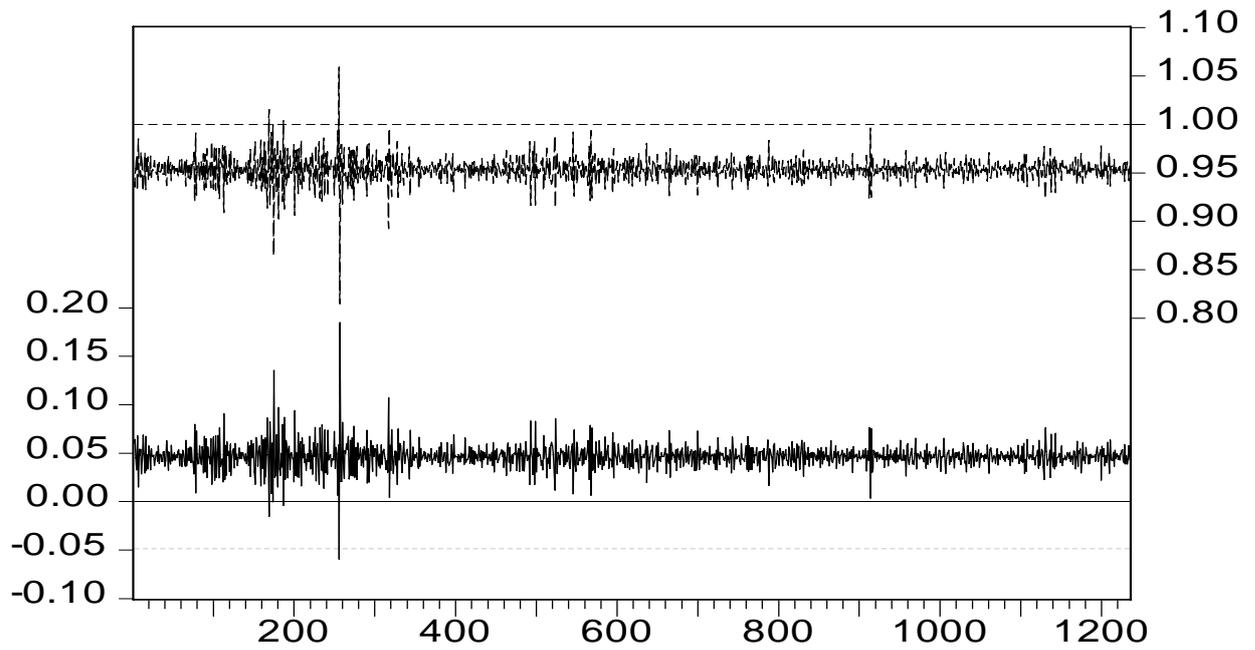


Gráfico 4.2.2.4 - Gráfico residual da equação estimada para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

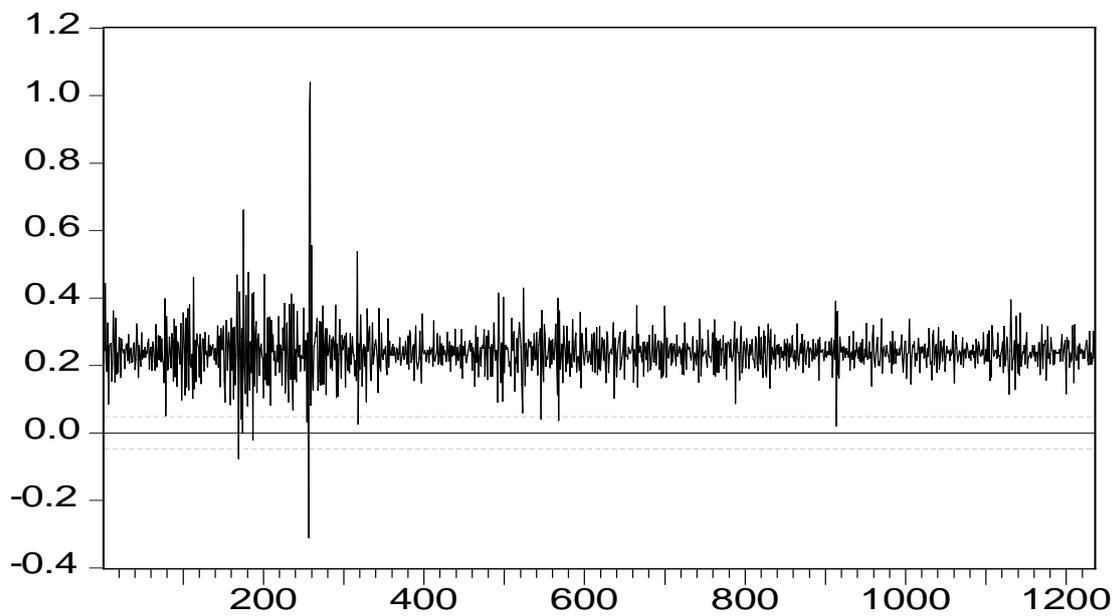


Gráfico 4.2.2.5 - Gráfico residual estandardizados da equação estimada para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

4.2.3 PERÍODO DE 2000 ATÉ 2002

Este período é importante para verificar, se o efeito do corte no segundo período de 1998 até 2002, dados os acontecimentos já citados na seção anterior, podem ser capturados de modo mais consistente pelo método GARCH.

Tabela 4.2.3.1 - Estatística descritiva do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA de 1998 até 2002

Estatística	Ação Vale do Rio Doce
Média* / Probabilidade	0.001160 / 0,298558
Desvio-Padrão	0.022390
Assimetria* / Probabilidade	0.184636 / 0.000000
Curtose* / Probabilidade	4.913248 / 0.000000

Fonte: E-views elaborada pelo autor

* Teste para Média/Assimetria/Curtose = zero

A Tabela 4.2.3.1 mostra a distribuição de frequência da série de retornos, onde se pode confirmar que a distribuição não é normal, apresentando problemas de curtose e assimetria, tal como visualizado anteriormente na Tabela 4.2.3.1.

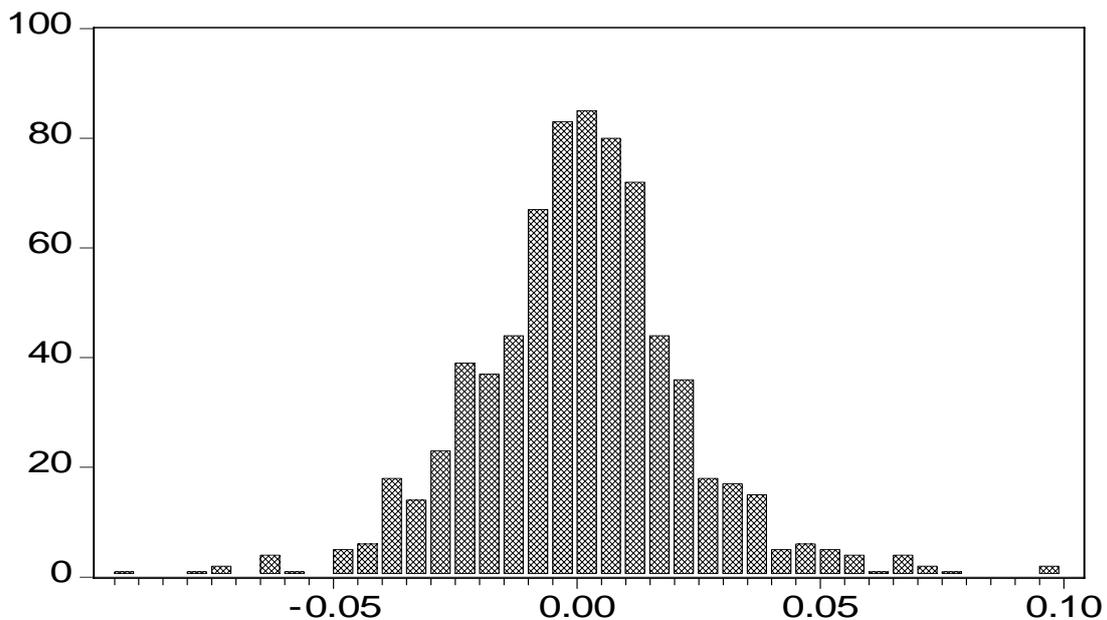


Gráfico 4.2.3.1 - Distribuição de frequência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA de 1998 até 2002

Fonte: E-views elaborada pelo autor

Tabela 4.2.3.2 - Observações para detecção de autocorrelação

Q(lags)	Estatística Q	Probabilidade
1	0.3098	0.578
2	5.5202	0.063
3	12.306	0.006
4	15.253	0.004
5	15.546	0.008
6	16.751	0.015
7	16.772	0.019
8	16.774	0.033
9	17.334	0.044
10	17.512	0.064
11	18.669	0.067
12	18.973	0.089
13	19.025	0.122
14	19.828	0.136
15	20.024	0.171
16	21.867	0.148
17	22.045	0.183
18	22.894	0.195
19	24.249	0.187
20	26.037	0.165
21	28.668	0.122
22	28.767	0.152
23	28.906	0.183
24	29.975	0.186
25	30.728	0.198
26	31.301	0.217
27	31.519	0.254
28	32.439	0.257
29	33.394	0.262
30	33.954	0.283
31	34.406	0.308
32	36.349	0.273
33	38.682	0.228
34	41.014	0.195
35	42.885	0.169
36	43.016	0.196

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

Com relação à autocorrelação, pode-se averiguar na Tabela 4.2.3.1 que o retorno da ação, neste segundo período analisado, apresenta autocorrelação parcial, rejeitando a hipótese de autocorrelação em ponto, tais como: lags (13,14,15,...,36).

Tabela 4.2.3.3 - Resultados da estimação para as 742 observações de 2000 até 2002

Variável Dependente: C

Método: ML – ARCH

Data: 28/03/06 Hora: 19:52

Observações: LN 742

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística(Z)	Probabilidade
LN1998_2002	-1.04394	0.053543	-19.4971	0.00000
AR(1)	1.005745	0.000984	1021.756	0.00000
Equação da Variância				
C	0.011711	0.000883	13.26264	0.0000
ARCH(1)	-0.38482	0.030596	-12.5775	0.0000
GARCH(1)	-0.86381	0.026156	-33.025	0.0000
Média da variância	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. da regressão	0.033397	Akaike info criterion		-2.858000
S.Q do resíduo	0.820919	Schwarz criterion		-2.826912
Log da verossimilhança	1063.888	Durbin-Watson stat		2.806609

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

A persistência de heterocedasticidade dos resíduos segundo a tabela 4.2.3.2, assim como o teste estatístico Jarque-Bera evidencio a existência da não-normalidade dos resíduos, visto na Tabela 4.2.3.1.

Dentre os modelos gerados para as 742 observações, o apresentado acima, foi o que apresentou os coeficientes significativos, dada a estatística-Z. Além disso, o valor do log da verossimilhança encontrado na Tabela 4.2.2.2, de (1063,88) foi o maior dentre os estimados para o período, justamente como o ARMA (1,1).

Além dos acontecimentos já citados do período de 1998 até 2000, o corte em 2000, tenta captar mais precisamente, os impactos ocorridos no início dos anos 2000. Pode-se averiguar segundo o Gráfico 4.2.3.2, que o impacto desse acontecimento, persiste a choques na variância para essa série, assim como para os períodos já vistos.

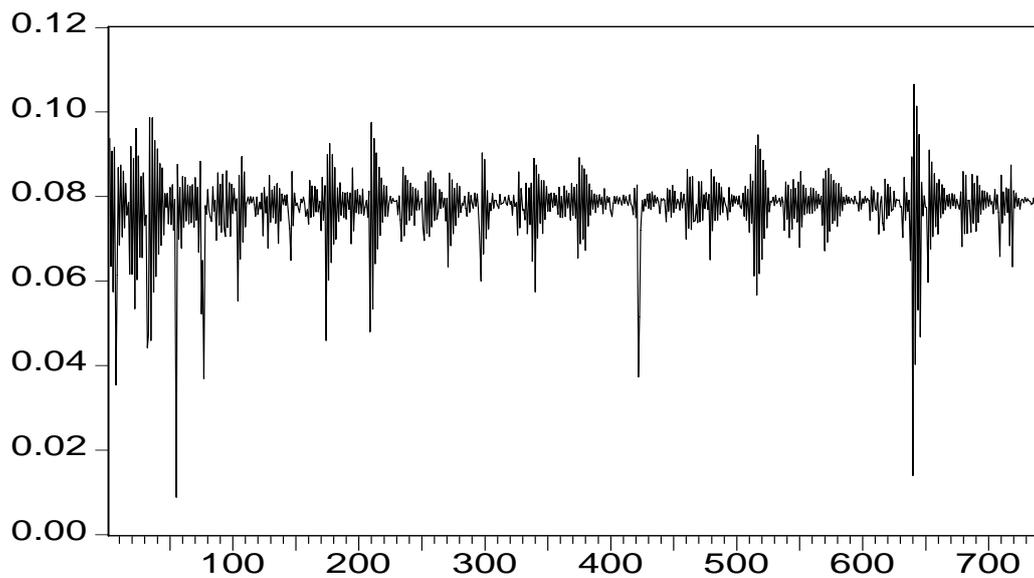


Gráfico 4.2.3.2 - Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para a 742 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

A persistência do impacto resultante de choques a variância dada pelo modelo GARCH (1,1), segundo a estimação da Tabela 4.2.2.2 o valor resultante foi de 0,9705. A meia vida da persistência obtida também foi de 3,5 meses, assim como para as estimações da seção anterior.

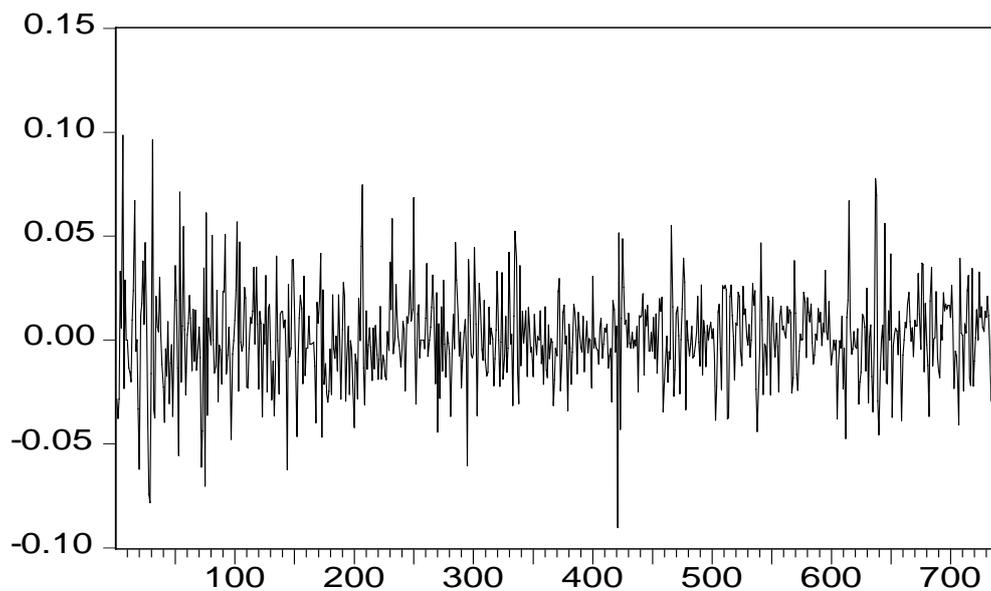


Gráfico 4.2.3.3 - Variância Condicional GARCH (1,1) para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

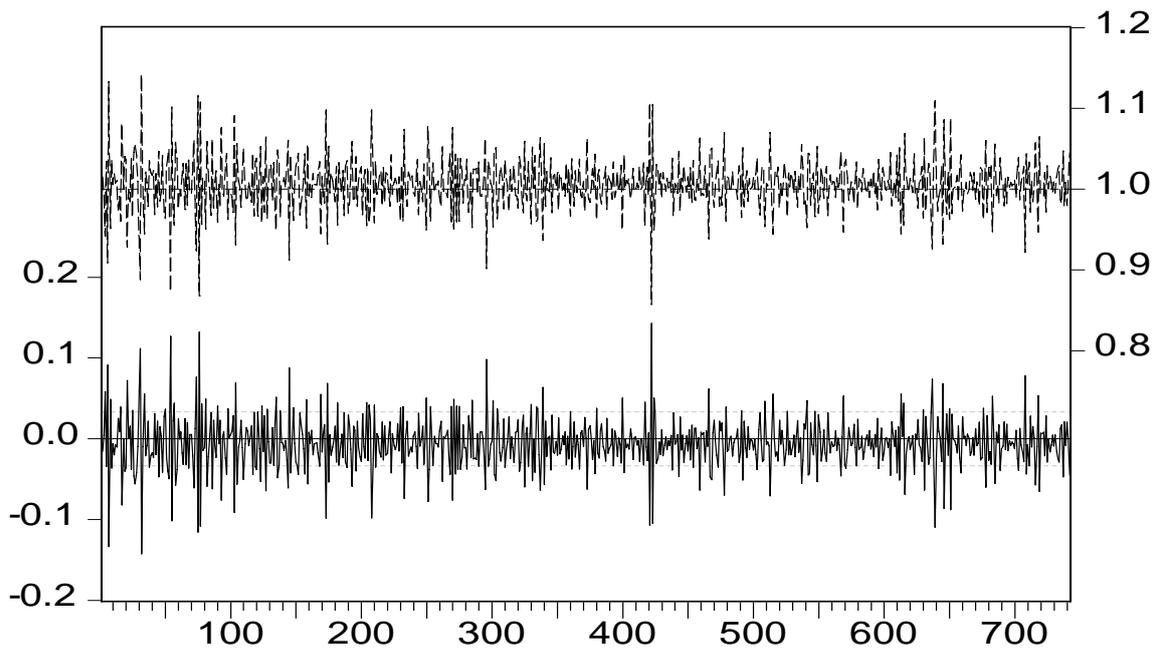


Gráfico 4.2.3.4 - Gráfico residual da equação estimada para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

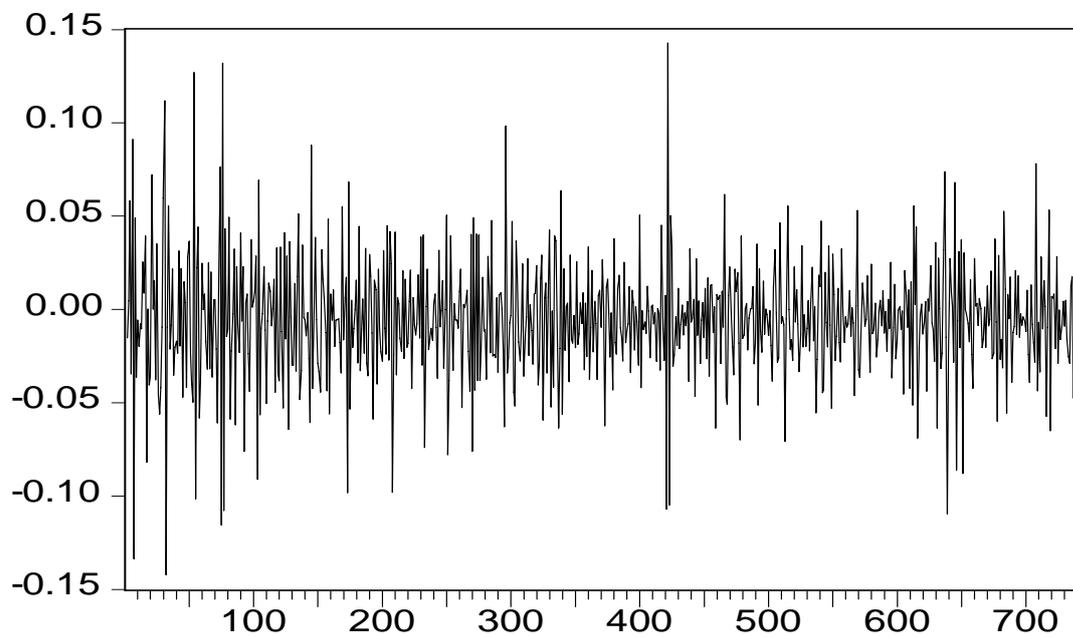


Gráfico 4.2.3.5 - Gráfico residual estandardizados da equação estimada para as 1235 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

4.2.4 PERÍODO DE 1998 ATÉ 2004

A série total engloba todos os acontecimentos, pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce, Crise Russa, flexibilização do câmbio no Brasil; pré-eleições presidenciais brasileira.

Estatística	Ação Vale do Rio Doce
Média* / Probabilidade	0.001529 / 0,189773
Desvio-Padrão	0.027355
Assimetria* / Probabilidade	1.844046 / 0.000000
Curtose* / Probabilidade	27.53790 / 0.000000

Fonte: E-views elaborada pelo autor

* Teste para Média/Assimetria/Curtose = zero

A Tabela 4.2.4.2 mostra a distribuição de freqüência da série de retornos, onde se pode confirmar que a distribuição não é normal, apresentando problemas de curtose e assimetria.

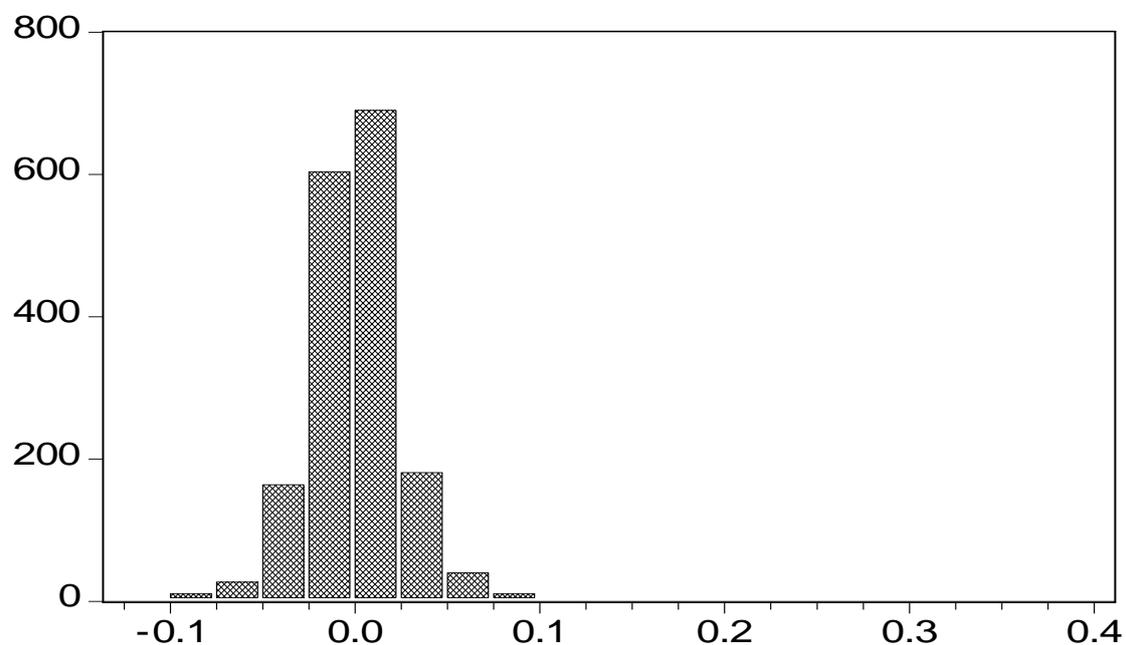


Gráfico 4.2.4.1 - Distribuição de freqüência do Retorno da Ação Vale do Rio Doce PNA de 1998 até 2004

Fonte: E-views elaborada pelo autor

Tabela 4.2.4.2 - Observações para detecção de autocorrelação

Q(lags)	Estatística Q	Probabilidade
1	1.9775	0.162
2	1.9782	0.372
3	2.4195	0.465
4	5.5010	0.242
5	6.1295	0.294
6	6.4950	0.375
7	9.5298	0.217
8	12.564	0.128
9	12.791	0.172
10	16.228	0.093
11	16.255	0.132
12	21.527	0.043
13	22.605	0.047
14	23.762	0.049
15	25.828	0.044
16	26.288	0.056
17	27.021	0.058
18	30.965	0.029
19	31.016	0.044
20	31.651	0.047
21	35.661	0.024
22	39.812	0.011
23	41.116	0.012
24	41.376	0.015
25	41.396	0.021
26	41.994	0.025
27	48.862	0.006
28	49.856	0.007
29	58.183	0.001
30	58.202	0.002
31	61.2632	0.001
32	61.272	0.001
33	65.961	0.001
34	66.086	0.001
35	66.628	0.001
36	68.751	0.001

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

Com relação à autocorrelação, pode-se averiguar na Tabela 4.2.3.1 que o valor ajustado do preço da ação é autocorrelacionado, com exceção da estatística Q dos lags (1,2,...9) que rejeitam a hipótese de autocorrelação.

Tabela 4.2.4.3 - Resultados da estimação para as 1733 observações de 1998 até 2004

Variável Dependente: C

Método: ML – ARCH

Data: 28/03/06 Hora: 20:12

Observações: LN 1733

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística(Z)	Probabilidade
LN1998_2004	-0.68022	0.150324	-4.525002	0.0000
AR(1)	0.993964	0.004463	222.7107	0.0000
Equação da Variância				
C	0.068019	0.004592	14.81398	0.0000
ARCH(1)	-0.42638	0.210429	-2.026247	0.0427
GARCH(1)	-0.79742	0.068215	-11.68983	0.0000
Média da variância	1.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. da regressão	0.027382	Akaike info criterion		-1.990752
S.Q do resíduo	1.294841	Schwarz criterion		-1.968697
Log da verossimilhança	1533.935	Durbin-Watson stat		2.018576

Fonte: Estimativas derivadas do E-views elaborada pelo autor.

Assim como o esperado e, constatado nas estimações para as observações anteriores, o teste ARCH para o período de 1998 até 2004, também indicou a persistência de heterocedasticidade dos resíduos, assim como o teste estatístico Jarque-Bera evidencio a existência da não-normalidade dos resíduos, visto na Tabela 4.2.4.1.

Dentre os modelos gerados para as 1733 observações, o apresentado acima, foi o que apresentou os coeficientes significativos, dada a estatística-Z. Além disso, o valor do log da verossimilhança encontrado na Tabela 4.2.4.2, de (1533,93) foi o maior dentre os estimados para o período.

O período total de 1998 até 2004, engloba os acontecimentos de pós-privatização da Estatal Vale do Rio Doce, Crise Russa, flexibilização do câmbio no Brasil; pré-eleições presidenciais brasileira. Pode-se averiguar segundo o Gráfico 4.2.4.2, que o impacto desse acontecimento, assim como para as estimações anteriores, também persiste a choques na variância para a série total.

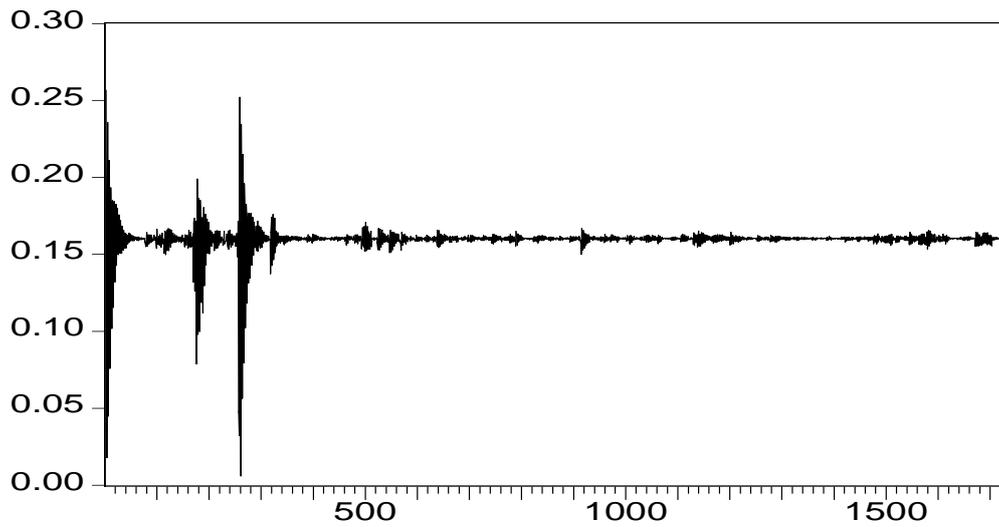


Gráfico 4.2.4.2 - Variância Estimada pelo GARCH (1,1) para as 1733 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

A persistência do impacto resultante de choques a variância dada pelo modelo GARCH (1,1) para a série total, segundo a estimação da tabela 4.2.4.2 o valor resultante foi de 0,9898. A meia vida da persistência obtida de $\alpha_1 + \beta_1$ foi de 4 meses.

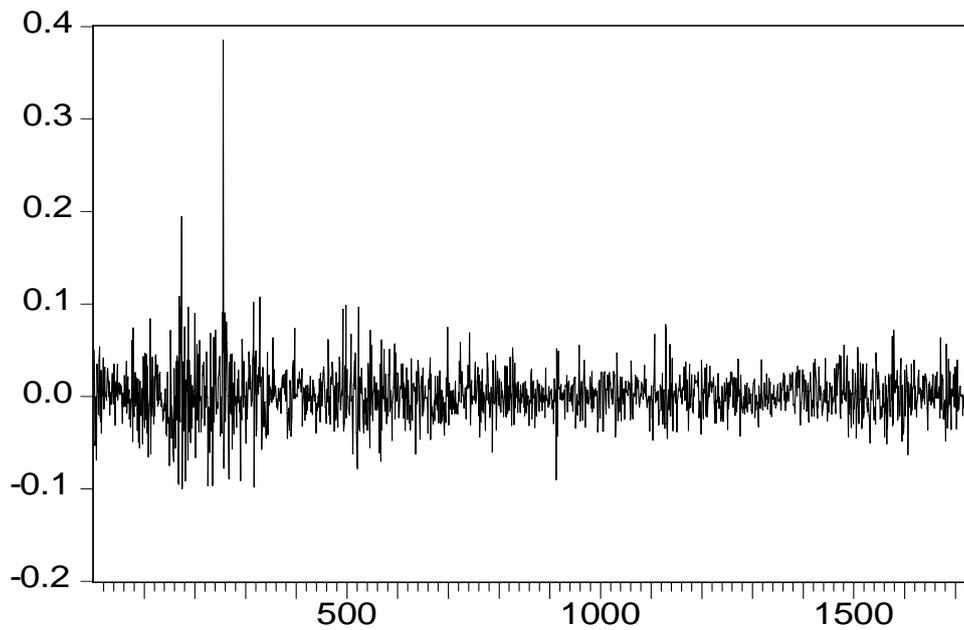


Gráfico 4.2.4.3 - Variância Condicional GARCH (1,1) para as 1733 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

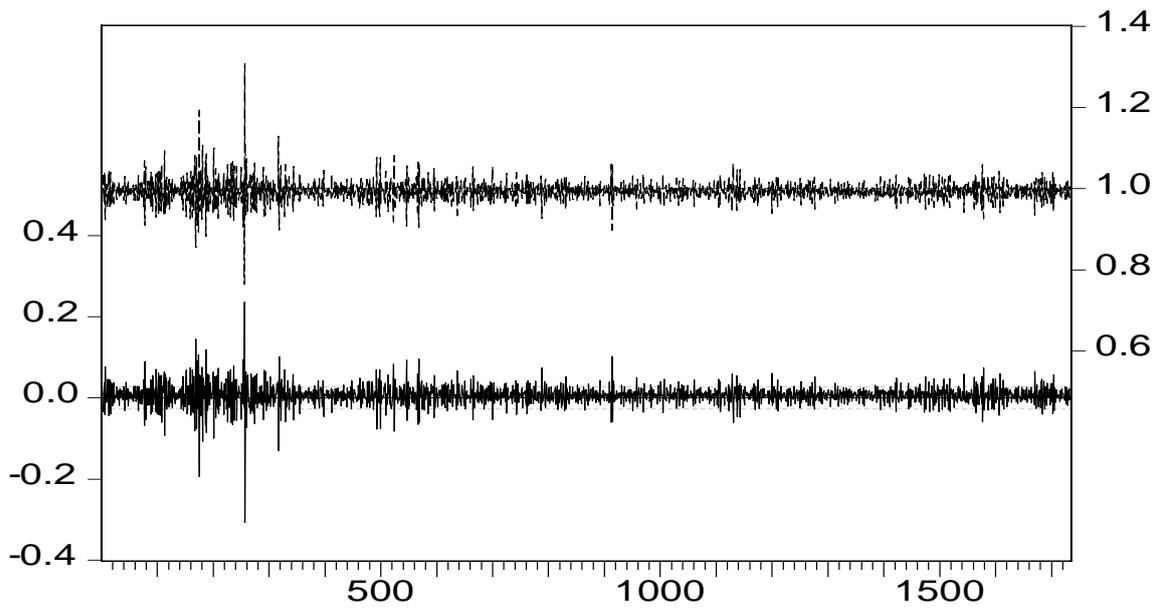


Gráfico 4.2.4.4 - Gráfico residual da equação estimada para as 1733 observações
Fonte: E-views elaborada pelo autor

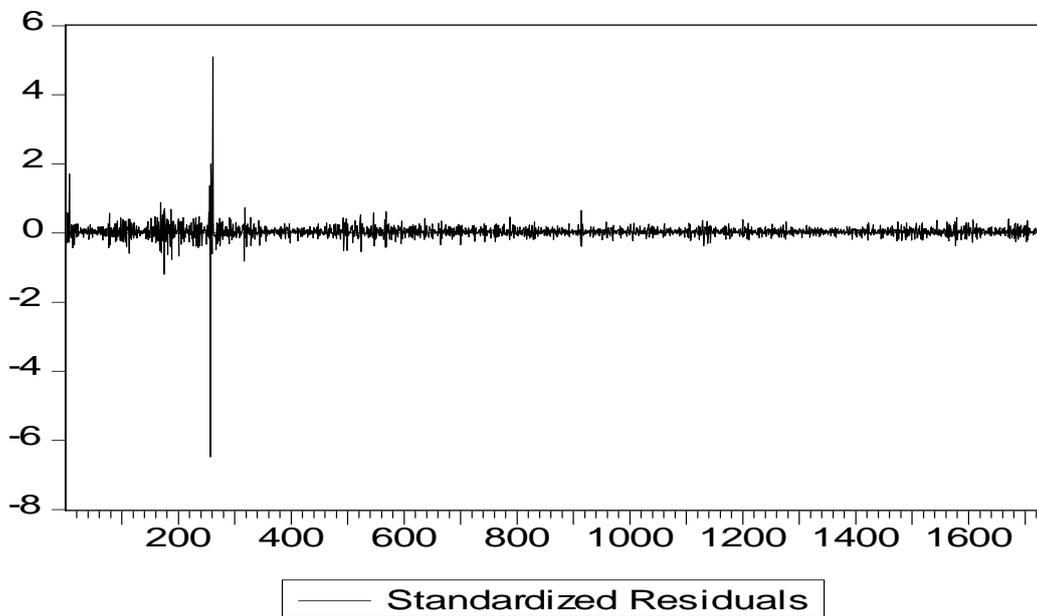


Gráfico 4.2.4.5 - Gráfico residual estandardizados da equação estimada para as 1733 observações
Fonte: E-views elaborada pelo auto

4.3 CONCLUSÃO

Geralmente, os modelos econométricos gerados para estimação de volatilidade, tentam captar os efeitos gerados pelos fatos estilizados comuns às séries de retornos dos ativos financeiros, por exemplo, os retornos não são autocorrelacionados; os quadrados dos retornos são autocorrelacionados, com uma pequena autocorrelação de primeira ordem e uma subsequente queda bastante lenta; existem agrupamentos com diferentes níveis de volatilidade; a distribuição não condicional dos retornos possui caudas pesadas em relação à distribuição normal; para alguns tipos de retornos, a volatilidade reage de maneira diferenciada se os preços estão aumentando ou declinando. Sabe-se que as subidas são lentas e as quedas são abruptas indicando que neste último caso deveríamos ter uma maior volatilidade, etc.

Pode-se verificar neste trabalho a existência de uma alta persistência na volatilidade das séries do valor ajustado do preço da ação da Vale do Rio Doce, o que fez com que o valor de (q) no modelo ARCH tenha sido elevado implicando a necessidade de estimação de um grande número de parâmetros, conduzindo, tal como sugere a teoria econômica, a utilização do modelo GARCH proposto por Bollerslev (1986), constituindo uma tentativa de expressar de forma mais parcimoniosa a dependência temporal da variância condicional. Neste modelo, tal como visto nas estimações, a variância condicional além de depender do quadrado dos retornos passados como no modelo ARCH, dependeu também dos passados das próprias variâncias condicionais.

Logo, verificando as estimações destacadas nas seções anteriores se pode evidenciar a persistência de fatos estilizados comuns para todas as observações. Os quais se destacam, a distribuição não-normal das séries utilizadas, fato comum nas séries financeiras intra-diárias, ressaltando a característica de curtose e assimetria. Concomitantemente, através dos valores que compõem o correlograma para a detecção da auto-correlação, se pode concluir a presença da autocorrelação entre os valores ajustado para ação, mesmo após a estimação da média.

Os coeficientes foram significativos para as estimações apresentadas, dada a estatística-Z. Além disso, o maior valor do *log* da verossimilhança foi para as 740 observações, que subentende o primeiro período, de (526,87). Para as 1235 observações, o valor do *log* da verossimilhança foi de (848,78), já para o terceiro período, correspondente às 742 observações, o *log* foi de (1063,88) e, para as 1733 observações o valor foi de (1533,93).

Estes resultados constatarem que nos períodos de oscilações no mercado, oriundos de processos tal como a privatização da Estatal Vale do Rio Doce, o impacto da Crise Russa, a flexibilização do câmbio no Brasil e os efeitos das eleições presidenciais brasileira, como de tranquilidade do mercado, são os preços da ação e a variância do último dia de negociação que determina o comportamento do preço e da variância *ex-post*.

O fato de que nos intervalos analisados, os valores negativos do preço ajustado no dia anterior, conduziram a uma volatilidade maior do que retornos positivos, ou seja, os preços diminuía e a volatilidade subsequente era maior do que quando os preços aumentavam, confirmaram a persistência do impacto resultante de choques a variância dada pelo modelo GARCH (1,1), respectivamente a partir dos resultados expressos pelas estimações dadas pelas Tabelas (4.2.1.2, 4.2.2.2, 4.2.3.2 e 4.2.4.2), o maior valor resultante foi de 0,9898 e com meia vida da persistência de 4 meses para o período total de 1733 observações, já o de menor valor foi de 0,9695 com meia vida da persistência de 3 meses para as 740.

Assim, dadas as estimações estabelecidas previamente, que o modelo estatístico mais eficiente, capaz de prever com maior verossimilhança o desempenho, i.e., prever o comportamento da média, assim como a variância do retorno do preço da ação da Vale do Rio Doce PNA foi o AR(1)+GARCH (1,1). Vale ressaltar ainda que, a inclusão em determinadas estimações das *dummies*, trouxe para as estimações ganhos estatísticos, porém os valores assumidos pelos coeficientes, não foram significativos a ponto de justificar sua inclusão. Ainda que, seja admissível, aceitar um comportamento da série que torna conveniente a utilização de variáveis *dummies* para captar efeitos atípicos à tendência ou *outliers*.

Cabe salientar, que na grande maioria dos trabalhos analisados na revisão da literatura, (aqueles que estudam o comportamento das ações brasileiras com elevado volume de negócios na bolsa), apresentam efeito assimetria fortemente significativo, o que, tal como visto no capítulo três, a princípio sugere a substituição de modelos da família GARCH – inclusive o método do decaimento exponencial usado pelo *RiskMetrics* (IGARCH sem constante) – pelo GJR ou EGARCH nos modelos de gerenciamento de risco. Em especial, este efeito poderá ser bastante expressivo no caso de choques no retorno de grande magnitude, quando então as estimativas de volatilidade obtidas com os modelos que capturam assimetria

(GJR e EGARCH) diferirão mais expressivamente das estimativas obtidas com os modelos que não capturam assimetria (IGARCH e GARCH).

BIBLIOGRAFIA

BACHA, E. L.; OLIVEIRA FILHO, L.C. Org. **Mercado de capitais e crescimento econômico**: Lições Internacionais, Desafios Brasileiros. Rio de Janeiro, ANBID, 2005.

BARCINSKI, A et al. **Estimação da Volatilidade do Retorno das Ações Brasileiras**: Um Método Alternativo à Família GARCH. Resenha BM&F. São Paulo, n.116, p.21-39, 1997.

BARROS, J. R. M. et al. **Desafios e Oportunidades para o Mercado de Capitais Brasileiro**. São Paulo: Bolsa de Valores de São Paulo, 2000.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heterocedasticity. **Journal of Econometrics**. New York, vol. 31, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T.; GHYSELS, E. Periodic Autoregressive Conditional Heterocedasticity. **Journal of Business and Economic Statistics**. London, v. 14, p. 139-151, 1996.

BRAUN, P.A.; NELSON; D.B.; SUNIER, A.M. Good News, Bad News, Volatility, and Betas. **The Journal of Finance**, New York, v.50, n.5, p.1575-1603, 1995.

BUSTAMANTE, M. e FERNANDES, M. Um procedimento para análise da persistência na volatilidade. *In*: Encontro Brasileiro de Econometria,17. **Anais... Revista de Econometria**, Salvador – Bahia, v.2, n.2, p.203-24, 1995.

CHEUNG, Y-W.; NG, L.K. A causality in Variance Test and its Application to Financial Market Prices. **Journal of Econometrics**, New York, v.72, n.2, p.33-48, 1996.

COMTE, F.A.; LIBERMAN, O. **Definition and Testing of Variance Noncausality in Multivariate GARCH Process**. (Crest Ensaes), 1997.

COPELEND, T. E ; WESTON, J.F. **Financial theory and corporate policy**. 3.ed. Reading, Ma: Addison – Wesley, 1998.

DING, Z.; GRANGER, C.W.J.; ENGLE, R.F. A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. **Journal of Empirical Finance**. London, v.1, n.1, p.83-106, 1993.

DUARTE J., A. M.; PINHEIRO, M.A; HEIL, T.B.B. Previsão da Volatilidade de Ativos e Índices Brasileiros. **Resenha BM&F**, São Paulo, n.112, p.15-25, 1996a.

DUARTE J., A. M.; PINHEIRO, M.A; HEIL, T.B.B. Estimação da Volatilidade de Ativos e Índices Brasileiros. **Resenha BM&F**, São Paulo, n.111, p.16-28, 1996b.

EHLERS, S. R. **Análise de séries temporais**. 2.ed. Curitiba: Departamento de Estatística, Universidade Federal do Paraná, 2004.

ENGLE, R.F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation. **Econometrica**, São Paulo, v.50, n.5, p.987-1008, 1982.

ENGLE, R.F.; BOLLERSLEV, T. Modelling the Persistence of Conditional Variances. **Econometrics Reviews**, Boston, v.5, n.2, p.2-50, 1986.

ENGLE, R.F; LILIEN, D., ROBINS, R. Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. **Econometrica**, São Paulo, v. 55, n. 2, 1987. p.391-407, 1987.

GABE, J.; PORTUGAL, M.S. Volatilidade Implícita Versus Estatística: Uma Avaliação para o Mercado Brasileiro a partir dos Dados de Opções e Ações da Telemar S.A. **Textos para discussão**: Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, n.1, p.34-41, 2003.

GALVÃO, A.B.C. **Relação entre Mercado Futuro e Mercado à Vista: Volatilidade e Causalidade no Mercado de Ações e de Câmbio no Brasil**. 1997. Dissertação Mestrado em Economia - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1997.

GALVÃO, A.B.C.; PORTUGAL, M.S.; RIBEIRO, E.P. Volatilidade e Causalidade: Evidências para o Mercado à Vista e Futuro de Índice de Ações no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v.4, n.1, p.37-56, 2000.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 2. ed. São Paulo: Makron Books, 1996.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, p.14, 2000.

HAMILTON, J.D.; SUSMEL, R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime. New Jersey: **Journal of Econometrics**, v. 64, p.307-333, 1994.

HERENCIA, M.E.Z. **Volatilidade nos Modelos ARCH e Variância Estocástica: Um Estudo Corporativo**. Campinas – Unicamp, Dissertação Mestrado em Economia IME – Unicamp, 1997.

KIM, D.; KON, S.J. Alternative Models for the Conditional Heteroscedasticity of Stock Returns. **Journal of Bussines**. London, v.67, n.4, p.563-598, 1994.

KMENTA, J. **Elementos de Econometria**. São Paulo: Editora Atlas, 1978.

NELSON, C.R. **Applied Time Series Analysis: For Managerial Forecasting**. San Francisco: Holden-Day, 1973.

NELSON, D.B. **Models as Diffusion Approximations**. San Francisco: Journal of Econometrics, 1991.

NELSON, D.B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: **A New Approach**. San Francisco: Journal of Econometrics, 1991.

MADALLA, G.S. **Introduction to econometrics**. Chicago: Macmillan Publishing Company, 1992.

MORAIS, I.A.C. **Modelagem e Previsão de Volatilidade Determinística e Estocástica para a Série do Ibovespa**. 1999. Dissertação Mestrado em Economia - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1999.

MORAIS, I.A.C; PORTUGAL M.S. Modelagem e Previsão de Volatilidade Determinística e Estocástica para a Série do Ibovespa. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.29, n.3, p.303-341, 1999a.

MORAES, I.A.C; PORTUGAL M.S. Características da Volatilidade Estocástica dos Par Bonds da América Latina. **Textos para Discussão**: Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1999b.

PAGAN, A.R.; SCHWERT, G.W. Alternative Models for Conditional Stock Volatility. **Journal of Econometrics**, New Jersey, v.45, n.2, p. 267-290, 1990.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometric models and economic forecasts**. Massachusetts: Irwin: McGraw-Hill, 1998.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometric models and economic forecasts**. Massachusetts: Irwin: McGraw-Hill, v.8, n.2, p.158-175, 2004.

PORTUGAL, M.S. Notas Introdutórias Sobre o Princípio de Máxima Verossimilhança: Estimacões e Teste de Hipóteses. **Texto para Discussão**: CPGE, n.2, p.54-62, 1995.

PUGA, Fernando P. Sistema Financeiro Brasileiro: Reestruturação Receita, Comparações Internacionais e Vulnerabilidade à Crise Cambial. In: Giambiagi, F.; MOREIRA, M.M. (Org). **A Economia Brasileira nos Anos 90**. Rio de Janeiro: Bndes, 1999.

SILVEIRA, M. A. C., et al. **Estimacão da Volatilidade do Retorno das Ações Brasileiras - Um Método Alternativo à Família GARCH**. Rio de Janeiro: PUC-RIO, p.124-158, 1999.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of Model, **Review of Economic Studies**, Chicago, v.62, n.1, p.639-661, 1978.

WHITE, H. A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity. **Econometrica**. New York, v.48, n.2, p.817-818, 1980.

ZIEGELMANN, F. A.; PEREIRA, P.L.V. Modelos de Volatilidade Estocástica com Deformação Temporal:um Estudo Empírico para o Índice IBOVESPA. **Textos para Discussão**: Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, n.1, p.64-78, 1997.