

UM ESTUDO DO PADRÃO DE VOLATILIDADE DOS PRINCIPAIS ÍNDICES FINANCEIROS DO BOVESPA: UMA APLICAÇÃO DE MODELOS ARCH

A study on the pattern of volatility of the main BOVESPA indexes: an application of ARCH models

Roberto Wagner Jubert

Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal da Paraíba
E-mail: rwjubert@yahoo.com.br

Márcia Cristina Silva Paixão

Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal da Paraíba
E-mail: marciapaixao@terra.com.br

Paulo Aguiar do Monte

Universidade Federal da Paraíba
E-mail: pauloaguiardomonte@gmail.com

Willemberg Harley de Lima

Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal da Paraíba
E-mail: willem.harley@hotmail.com

RESUMO: O estudo da volatilidade é uma das ferramentas estatísticas mais importantes para os agentes econômicos que operam no mercado de ações. Frequentemente, observam-se comportamentos assimétricos da volatilidade, como: períodos de intensa volatilidade após períodos de quedas nos preços, ao passo que a volatilidade não é tão alta em períodos de alta nos preços, e, choques positivos e negativos gerando efeitos diferentes sobre a volatilidade. Tais comportamentos assimétricos podem ser capturados pelos modelos GARCH, TARCH e EGARCH, variantes do modelo ARCH. Neste contexto, partindo-se da premissa de que a análise risco-retorno compreende um dos critérios relevantes de decisão dos investidores, este estudo se propôs a analisar o padrão da volatilidade dos índices de ações do mercado brasileiro, no período 2006-2007, notadamente o Índice Bovespa (IBOVESPA) e os índices setoriais: Índice de Energia Elétrica (IEE), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), Índice do Setor Industrial (INDX) e o Índice de Telecomunicações (ITEL). Para todos os índices analisados, os modelos estimados evidenciaram que o movimento do mercado no dia anterior influencia a volatilidade corrente. Os modelos assimétricos evidenciaram o efeito alavancagem em que os retornos negativos estão mais associados aos aglomerados de volatilidade, isto é, choques negativos provocam maior instabilidade no mercado de ações. Constatou-se que os modelos simétricos e assimétricos têm estimativas razoavelmente similares, evidenciando que o resultado empírico corroborou as expectativas teóricas.

PALAVRAS-CHAVE: ARCH. Retornos. Volatilidade.

ABSTRACT: The study of volatility is one of the most important statistical tools for economic agents who work in the stock market. Often, there are asymmetric behavior of volatility as: periods of intense volatility after periods of falls in prices, while the volatility is not so high during periods of high in prices, and positive and negative shocks generating different effects on the volatility. Such behavior can be captured by asymmetric GARCH, TARCH and EGARCH models, variations of the ARCH model. In this context, starting from the premise that the risk-return analysis comprises one of the relevant criteria for decisions of investors, this study has proposed to examine the pattern of volatility of the stock indexes of the Brazilian market, in the period 2006-2007, notably the Bovespa Index (IBOVESPA) as well as sectorial indexes as: Electric Power Index (IEE), Corporate Sustainability Index (ISE), Industrial Sector Index (INDX) and Telecommunications Sector Index (ITEL). For all tested indexes,

estimated models showed that the movement of the market in the previous day influences the current volatility. The asymmetrical models demonstrated the leverage effect where the negative returns are more associated with clusters of volatility, that is, negative shocks cause greater instability in the stock market. It appeared that the values obtained by the symmetrical and asymmetrical models are reasonably similar, showing that empirical results corroborated theoretical expectations.

KEYWORDS: ARCH. Returns. Volatility.

Recebido em 07/11/2008, aprovado em 05/02/2009, disponível em 21/02/2009.

Avaliado pelo sistema *double blind review*

Editor científico: Fátima de Souza Freire

1 Introdução

O estudo da volatilidade é uma das ferramentas estatísticas mais importantes para os agentes econômicos que atuam no mercado de ações. Teoricamente, a volatilidade de um ativo representa as alterações ocorridas nos seus preços em razão de diversos fatores relacionados ao desempenho da empresa emitente e da conjuntura econômica.

Fatores relativos ao desempenho das empresas são as boas e más notícias sobre empresas individuais, quanto ao seu aspecto organizacional, administrativo ou econômico-financeiro, que podem ser mais especificamente a concorrência interna e externa, surgimento de produtos substitutos, custos e oferta de insumos, regulamentação ambiental, mudanças na tributação e mudanças na gestão da companhia. Já os fatores de conjuntura econômica compreendem as taxas de inflação, juro, e câmbio; além do aspecto jurídico/institucional, preço do petróleo, recessão e crescimento mundial.

De acordo com Santos da Silva *et al.* (2005), são observados nos mercados financeiros freqüentes períodos de intensa volatilidade após períodos de quedas nos preços, ao passo que a volatilidade não é tão intensa quando se observam períodos de alta nos preços. E, em geral, os choques positivos e negativos tendem a gerar efeitos diferentes sobre a volatilidade. Na literatura, estas assimetrias na volatilidade, denominada de “efeito alavancagem”, podem ser capturadas por duas variantes do modelo ARCH, os modelos TARARCH e EGARCH, respectivamente desenvolvidos por Zakoian (1994) e por Nelson (1991).

O investimento em ações impõe certo grau de risco associado à volatilidade dos preços dos ativos. Identificam-se dois tipos de risco: “sistemático” e “não-sistemático”.¹ Este último está associado, entre outros fatores, à atividade da empresa, às características do seu mercado e às condições de financiamento de suas atividades. O primeiro diz respeito às variações aleatórias observadas no comportamento da economia e é captado pela volatilidade dos retornos de um ativo em relação ao seu valor médio. Estes dois tipos de risco conjuntamente compõem o risco total do investimento em ações. A confiança do investidor tem relação inversa com esta medida, ou seja, quanto maior a volatilidade, menor o seu grau de confiança e, conseqüentemente, menos investimentos serão feitos.

Neste sentido, o presente estudo se propõe a realizar uma análise do padrão da volatilidade dos índices de ações do mercado brasileiro, notadamente o IBOVESPA e os índices setoriais, Índice de Energia Elétrica (IEE), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), Índice do Setor Industrial (INDX) e o Índice de Telecomunicações (ITEL); tomando-se tal análise como um importante direcionamento dos investimentos dos agentes econômicos e financeiros.

1. O risco sistemático também é chamado de “risco do mercado” ou “risco não-diversificável”. Por sua vez, o risco não-sistemático é também denominado de “risco único”, “risco específico de cada empresa” ou “risco diversificável”. (BODIE, 2000)

O critério de seleção dos índices na presente análise foi o seguinte: considerou-se que os índices IEE, INDX e ITEL são representantes de setores notadamente dinâmicos, em termo de contribuição para o crescimento da economia. O ISE reflete um segmento de empresas cuja demanda por parte dos investidores apresenta tendência crescente em nível mundial nos últimos anos. São empresas reconhecidas como socialmente responsáveis, sustentáveis e rentáveis no longo prazo.² Por fim, o IBOVESPA por ser um importante indicador do comportamento médio do mercado de ações brasileiro.

Este estudo está dividido em mais 5 seções, além desta introdução. Na seção 2 faz-se um referencial teórico de conceitos e estudos realizados relativos ao mercado de ações. As seções 3 e 4 apresentam a metodologia e a base de dados utilizada, respectivamente. A seção 5 apresenta os resultados da análise e a última seção destina-se às considerações finais.

2 Referencial Teórico

A alocação de ativos compreende a decisão mais importante e difícil por parte dos investidores e gestores de carteiras. Os cálculos de estimação de risco, retorno e de correlação entre as ações é de fundamental importância e a qualidade destas estimativas influencia diretamente o desempenho futuro da carteira.

De acordo com Ramos (2003), o aumento da volatilidade dos mercados de ações, consequência de períodos de crises internas ou da influência de turbulências externas, e a forma como afeta o retorno das ações tem reduzido de forma significativa o poder de diversificação das carteiras e dos fundos de ações.

Segundo Bodie et al (2000, p. 185), a teoria desenvolvida por Markowitz, na década de 50, introduziu o conceito de carteiras eficientes baseados na otimização da média e variância dos ativos, sendo chamada de Teoria Moderna de Carteiras. Os autores comentam ainda que, com a estimativa de expectativa de retorno, risco e das correlações, Markowitz no ano de 1952 mostrou que era possível combinar os ativos de forma que, para um certo nível de retorno, o risco era minimizado e o conjunto de carteiras otimizadas resultava na fronteira eficiente. A redução do risco da carteira baseia-se no conceito de diversificação, no qual o co-movimento entre os ativos reduz a resultante de movimento da carteira, e, este conceito é traduzido através da matriz de covariância ou correlação, que apresenta a relação entre pares ao longo de um determinado período.

O trabalho apresentado por Elton e Gruber (1995) mostrou o efeito da diversificação numa carteira hipotética, no qual o risco não-sistemático, ou risco específico de cada ação, é reduzido à medida que mais ações são adicionadas até o limite do risco sistemático ou risco de mercado. O risco de mercado não pode ser eliminado totalmente porque representa o risco a que todas as ações em negociação estão expostas.

A diversificação, abordada pela Teoria Moderna de Carteiras, considera a possibilidade de reduzir o risco específico ou não-sistemático das carteiras adicionando ativos com baixa correlação até o limite no qual não é mais possível reduzir o risco total da carteira. Neste ponto, a única fonte de risco para a carteira é o risco sistemático ou o risco de mercado. Mas, o problema aparece quando modelos de alocação de ativos e gerenciamento de risco consideram em seus cálculos a estabilidade da matriz de correlação, o que não ocorre em períodos de crise quando os movimentos do mercado se amplificam. Recentes estudos mostram que nestas circunstâncias a matriz de correlação sofre alterações em sua estrutura que distorcem de forma inesperada os resultados destes modelos.

2. Mais informações sobre este universo de empresas estão disponíveis em <http://www.bovespa.com.br>.

No interesse de evitar surpresas negativas com alterações bruscas da matriz de correlação, o estudo de Chow *et al.* (1999) apresentou, alternativamente, uma seleção de dados fora do padrão (*outliers*), utilizando-os em um novo processo de estimação da matriz. Esta estimação demonstrou ser mais eficiente em períodos de turbulência, ou seja, a matriz construída a partir de *outliers* produziria carteiras mais preparadas para o aumento da volatilidade se comparada a uma matriz estimada através de uma amostra completa. Mas, o problema é que a globalização dos mercados financeiros, observada na última década e fomentada pelos avanços na tecnologia de informação, permitiu o livre fluxo de capitais entre países, aumentando a disseminação de crises e imprimindo maior dinâmica aos movimentos dos ativos. Este efeito de contágio de crises em mercados de diferentes países e regiões foi verificado nas crises do México (1994), da Ásia (1997), da Rússia (1998) e na desvalorização do real brasileiro (1999), quando diversos países foram afetados, alguns sem aparente relação comercial e proximidade geográfica que justificasse tal movimento. Atualmente, o problema das *subprimes* (que são os financiamentos imobiliários norte-americanos de alto risco, a que se sujeitam tomadores de empréstimos com menor crédito, portanto pagam juros mais altos), tem deixado o mercado financeiro de todo o mundo sob alerta, em especial, o brasileiro que tem apresentado bons indicadores recentemente.

Enquanto os investidores globais, que buscam diversificar seus investimentos através da alocação em mercados de países distintos, dispensam especial atenção à dinâmica dos mercados internacionais, para os investidores dedicados ao mercado brasileiro é o enfoque setorial que contribui de forma relevante para a redução do risco de carteiras de ações. Em períodos de crise, quando a volatilidade do mercado aumenta e os movimentos de queda e alta são amplificados, a diversificação surge como uma alternativa para minimizar o risco da carteira. Neste contexto, é intuitivo acreditar que existam setores ou países mais imunes a crises e que possuam correlação negativa com o restante do mercado, mas a recente história mostra que o impacto destas crises tem reduzido tanto o poder da diversificação intersetorial quanto a internacional.

Intuitivamente, é compreensível que ações de empresas que atuam em uma mesma atividade econômica apresentem comportamentos parecidos no mercado de ações. Isto porque empresas de um mesmo setor são geralmente influenciadas pelos mesmos fatores do ambiente competitivo e são regidas pela mesma legislação. Diante dessa questão, para o investidor dedicado a um determinado mercado, a diversificação setorial passa a ser uma decisão relevante na redução do risco não-sistemático.

A contribuição do estudo de Baca, Garbe e Weiss (2000) foi a constatação de que os movimentos setoriais explicavam com maior precisão a volatilidade de sete importantes mercados de ações no mundo se comparado aos movimentos dos próprios países. Segundo os autores, nos últimos 20 anos, a influência dos componentes específicos de cada país na variação do retorno vem declinando, enquanto os componentes setoriais se mantêm relativamente constantes ou crescentes, o que sugere que os mercados estão mais integrados do que se acreditava.

Ramos (2003) menciona que a atenção em relação aos movimentos setoriais também é verificada pelo crescente número de fundos de investimentos que concentram suas aplicações em setores específicos. Isto é resultado da percepção de que ações de um mesmo setor tendem a oscilar de forma parecida.

Jacquier e Marcus (2001) se concentraram no esforço de avaliar o comportamento do mercado de ações norte americano em função de alterações na volatilidade do mercado. Para verificar esta relação sem a necessidade de calcular as correlações entre todos os ativos, as ações foram agrupadas em setores e, através de janelas temporais trimestrais, os autores estimaram as correlações setoriais e a volatilidade do índice de mercado. Contudo, ainda era necessário sintetizar as relações entre os setores em cada trimestre em apenas um parâmetro. Assim sendo,

extraíram a média aritmética de tais correlações setoriais. Em seguida, foi necessário calcular regressões lineares entre a volatilidade do mercado e a média das correlações setoriais de forma a se verificar a existência ou não de relação entre o aumento de correlação com os momentos de maior volatilidade. Como resultado, os autores encontraram uma relação direta entre o aumento da correlação setorial e o aumento da volatilidade do mercado. Adicionalmente, verificaram que grande parte da instabilidade da matriz de correlação era explicada pela variação na volatilidade de um índice de mercado, situação esta que não se repetia de forma tão relevante para o mercado internacional. Por fim, os autores concluíram que a partir da estimativa da volatilidade seria possível prever a correlação média entre setores do mercado norte americano, utilizando-se uma modelagem simples, com número reduzido de parâmetros e baseada em um modelo de um único fator, conforme apresentado por Sharpe (1964)³.

Segundo Pizzato (2007), não deve ser esquecido que os volumes financeiros negociados no mercado de ações são estratosféricos, onde qualquer variação de humor representa quedas ou altas no montante de vários bilhões de reais, o que se entende por volatilidade do mercado de ações. Para o autor, o mercado de ações é, categoricamente, um mercado sensível, a volatilidade é inerente ao próprio mercado dado que os ganhos são expressivos e a Bovespa não foge à regra.

3 Aspectos Metodológicos

A metodologia adotada neste artigo para explicar o grau de relacionamento entre as carteiras teóricas de cada setor baseia-se no conceito de correlação. A mensuração desse relacionamento é realizada estatisticamente por meio do coeficiente de correlação, que varia entre o mínimo de -1 e o máximo de 1. Segundo Assaf Neto (2005), esta medida é obtida preferencialmente pela seguinte expressão:

$$(01) \quad \rho_{x,y} = \frac{COV_{x,y}}{\sigma_x \times \sigma_y}$$

em que $COV_{x,y}$ é a covariância entre os ativos x e y; σ_x é o desvio-padrão do ativo x e σ_y é o desvio-padrão do ativo y.

A classe de modelos de heteroscedasticidade condicional autorregressiva - *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) – foram desenvolvidos por Engle (1982). Fundamentalmente, foram estimados modelos *Generalized Conditional Heteroskedasticity* (GARCH), *Exponential GARCH* (EGARCH) e *Threshold ARCH* (TARCH) para captar o padrão de volatilidade das ações do mercado brasileiro objeto do presente trabalho. A seguir, destaca-se o arcabouço teórico que envolve a estimação dos modelos.

Os modelos ARCH são apropriados para o estudo de séries financeiras porque pressupõem que a variância condicional se altera no tempo. Destinam-se, sobretudo, a estimação da volatilidade pelo ajustamento da variância condicional da série, ou comumente do seu retorno, e partem do pressuposto de que a série temporal é composta de média e variância as quais dependem de choques aleatórios supostos idiossincráticos e identicamente distribuídos, i.i.d., expressos da seguinte forma:

$$(02) \quad X_t = g(a_{t-1}, a_{t-2}, \dots) + a_t h^2(a_{t-1}, a_{t-2}, \dots)$$

3. O modelo apresentado por William F. Sharpe (1964), denominado Modelo de Precificação de Ativo de Capital (em inglês, CAPM - *Capital Asset Pricing Model*), fornece uma previsão precisa do relacionamento entre o risco de um ativo e seu retorno esperado. Faz-se oportuno lembrar que o referido modelo também teve as contribuições de John Lintner e Jan Mossin, e, conferiu a Sharpe o Prêmio Nobel em economia de 1990.

sendo X_t série temporal; $g(\cdot)$ a média condicional; $h^2(\cdot)$ a variância condicional; e a_t o choque aleatório.

Adicionalmente, os modelos ARCH partem da idéia de que a variável dependente relaciona-se com a variância condicional por meio de uma função quadrática, sendo o modelo ARCH dado pelas equações definidas em (03).

$$(03) \quad \begin{aligned} X_t &= \sqrt{h_t} \varepsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1}^2 + \dots + \alpha_r X_{t-r}^2 \end{aligned}$$

sendo $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou t_v (*t-Student* com v graus de liberdade).

O modelo GARCH é uma generalização do modelo ARCH, tendo como característica ser mais parcimonioso, descrevendo a volatilidade com menos parâmetros que o ARCH. É definido pela expressão (04):

$$(04) \quad \begin{aligned} X_t &= \sqrt{h_t} \varepsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i X_{t-i}^2 + \dots + \sum_{j=1}^s \beta_j X_{t-j}^2 \end{aligned}$$

sendo $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou t_u (*t-Student* com v graus de liberdade).

Em que a é o coeficiente de reação; b é o coeficiente de persistência e, dada a condição de não negatividade da variância condicional, $a > 0$; $b > 0$. Para que o quadrado dos retornos seja covariância estacionária deve-se ter que $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$, para o processo GARCH(p,q).

Segundo Morettin e Tolo (2006), após verificar que o modelo GARCH (p,q) é adequado para o ajustamento da volatilidade dos retornos diários, utiliza-se a equação que fornece a heteroscedasticidade condicional como medida de volatilidade, definida por (05):

$$(05) \quad VAR(X_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i)}$$

em que $VAR(X_t)$ é a volatilidade média do período.

Os modelos ARCH e GARCH tratam a volatilidade considerando efeitos simétricos com respeito a eventos positivos e negativos sobre a determinação da volatilidade. Contudo, deve-se levar em conta a assimetria dos retornos das taxas de câmbio, sobretudo, para eventos negativos. Para tanto, o modelo exponencial EGARCH incorpora e capta o efeito da assimetria a partir da expressão (06):

$$(06) \quad \begin{aligned} X_t &= \sqrt{h_t} \varepsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \beta_i \ln(h_{t-r}) + \sum_{i=1}^r \alpha_i \left(\frac{X_{t-r}}{\sqrt{h_{t-r}}} \right) + \sum_{j=1}^s \gamma_j \left(\frac{X_{t-r}}{\sqrt{h_{t-r}}} \right) \end{aligned}$$

sendo $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ou t_u (t-Student com u graus de liberdade); α , β e γ parâmetros reais e $\gamma < 0$.

No modelo EGARCH é dada maior liberdade à equação da variância ao adicionar o coeficiente de assimetria, que se relaciona com os retornos de mercado e a volatilidade condicional. Neste caso, o coeficiente g capta a diferença de choques positivos e negativos na volatilidade, ou seja, o “efeito alavancagem”. Se g for estatisticamente igual a zero indica ausência de assimetria na volatilidade; se g for estatisticamente diferente de zero existe assimetria na volatilidade; se g for menor que zero existe o “efeito alavancagem”.

O modelo TARARCH (“Threshold ARCH”), um caso particular do modelo ARCH não-linear, descreve a volatilidade seguindo a forma funcional:

$$(07) \quad h_t^\gamma = \alpha_0 + \alpha_1 g^{(\gamma)}(\varepsilon_{t-1}) + \beta_1 h_{t-1}^\gamma$$

se $\gamma \neq 0$, há um impacto de informação assimétrica.

Cabe ressaltar que alguns softwares econométricos usam a formulação $h_t = \omega + \alpha X_{t-1}^2 + \gamma X_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1}$ com $d_t = 1$, se $X_t < 0$ (“bad news”) e $d_t = 0$, se $X_t \geq 0$ (“good news”).

No modelo TARARCH, o g maior que zero capta o “efeito alavancagem”. Porém, para g nulo tem-se que o modelo toma a forma de um EGARCH. A variável *dummy* incluída no modelo assume valor zero para variações positivas nos retornos e assume valor um para variações negativas. Caso o parâmetro g seja nulo não existe assimetria na volatilidade, sendo o impacto captado pelos parâmetros de reação e persistência.

Segundo Morettin e Tolo (2006), a literatura recomenda trabalhar com a série de retornos, dada por (08), uma vez que tende a ser estacionária. Então, dado o retorno estacionário basta verificar o padrão ARMA (p,q) associado a série.

$$(08) \quad r_t = \log(cb_t) - \log(cb_{t-1})$$

sendo cb_t a taxa de câmbio.

O primeiro passo na construção de modelos ARCH é identificar o padrão do modelo ARMA (p, q). Este é estabelecido em três etapas, a saber: i) Identificação; ii) Estimação; e iii) Diagnóstico. A identificação de um modelo ARMA é realizada, basicamente, com base na observação das funções de autocorrelação FAC e de autocorrelação parcial FACP. A partir da FAC estima-se o padrão do processo de médias móveis MA(q), sendo a FAC estimada pela equação (09):

$$(09) \quad r_j = \frac{e_j}{e_0}, \quad j = 0, 1, \dots, T-1$$

sendo e_j estimado pela auto-covariância amostral.

A FACP mede o grau de correlação entre X_t e X_{t-k} depois de eliminada a influência de $X_{t-1}, \dots, X_{t-k+1}$. Da sua observação identificamos o padrão auto-regressivo associado ao processo. A FACP é estimada pela expressão (10):

$$(10) \quad \phi_{kk} = \frac{|P_k^*|}{|P_k|} \quad (10)$$

sendo P_k^* a matriz de autocorrelações e P_k é a matriz P_k com a última coluna substituída pelo vetor de autocorrelações.

Alternativamente, identifica-se o modelo ARMA por critérios de parcimônia: o Critério de Informação de Akaike, AIC, e o critério Bayesiano de Schwarz, SBC. Estes critérios procuram escolher as quantidades k e l no modelo ARMA (k,l) que minimizam uma certa quantidade. Desta forma, o critério AIC é dado pela expressão (11) e o critério SBC pela expressão (12):

$$(11) \quad AIC(k,l) = \ln \sigma_{k,l}^2 + \frac{2(k+l)}{T}$$

$$(12) \quad SBC(k,l) = \ln \sigma_{k,l}^2 + (k+l) \frac{\ln(T)}{T}$$

sendo $\sigma_{k,l}^2$ o estimador de máxima verossimilhança de σ^2 e T observações da série.

Segundo Morettin (2006), os retornos apresentam geralmente caudas longas, implicando em níveis elevados de curtose, maiores do que 3. Isto se torna uma restrição a mais do modelo, e que é imposta aos parâmetros estimados. Este excesso de curtose é um fato estilizado presente em séries financeiras. Como constatam Wang e Hsu (2006), as séries de retornos apresentam distribuições leptocúrticas em relação à distribuição normal. \square Na prática, as estatísticas são construídas assumindo o pressuposto de normalidade.

Para verificar se os resíduos gerados pelos modelos estimados são, necessariamente, ruído branco, procede-se com o teste de Q de Ljung-Box, que tem hipótese nula de ruído branco e distribuição χ^2 com $K-p-q$ graus de liberdade. A estatística associada ao é dada por (13):

$$(13) \quad Q(K) = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\tau}_k^2}{n-k}$$

Complementar ao teste Q de Ljung-Box, realiza-se o teste de Multiplicador de Lagrange (ML) para a verificação de heteroscedasticidade condicional (HC) o qual tem como hipótese nula a não existência de HC nos resíduos. Baseia-se na estatística F dada por (14):

$$(14) \quad F = \frac{\left[\sum_{t=r+1}^T (X_t^2 - \bar{X}^2) - \sum_{t=r+1}^T (\varepsilon_t^2) \right] / r}{\sum_{t=r+1}^T (\varepsilon_t^2) / T - 2r - 1} \sim F(r, 2r - 1)$$

sendo r a ordem de dependência linear residual.

A partir da análise do resíduo do modelo ARMA estimado, definimos a ordem do ARCH (r) a ser modelado. Recomenda-se observar a FACP para a definição do valor de r . A segunda

etapa de construção do modelo ARCH constitui-se na estimação dos parâmetros do modelo. O método utilizado é o da máxima verossimilhança condicional, dada pela equação (15):

$$(15) \quad L(X_{r+1}, \dots, X_T / \alpha, X_1, \dots, X_r) = \prod_{t=r+1}^T \left[(\sigma_t \sqrt{2\pi}) \exp\left(\frac{-X_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \right]$$

em que é obtida recursivamente a volatilidade $\sigma_t^2 = h_t$.

4 Base de Dados

Os dados utilizados foram extraídos da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), que é o maior centro de negociações com ações da América Latina, para o período 2006-2007. Além de disponibilizar várias informações sobre as empresas cadastradas, é responsável pela gestão, cálculo, difusão e manutenção do Ibovespa bem como de outros índices setoriais. Essa responsabilidade assegura a observância estrita às normas e procedimentos técnicos constantes de sua metodologia.

Dentre os principais índices divulgados pela Bovespa estão: □

- Índice Bovespa (IBOVESPA): é o mais importante indicador de desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro, porque retrata o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa.
- Índice de Energia Elétrica (IEE): É um índice setorial que mede o desempenho das ações do setor elétrico.
- Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE): É um índice referencial dos investimentos socialmente responsáveis.
- Índice do Setor Industrial (INDX): Este índice mede o desempenho das ações mais representativas do setor industrial.
- Índice Setorial de Telecomunicações (ITEL): É o índice representativo do desempenho do setor de telecomunicações brasileiro.

Dentre as principais características destes índices pode-se destacar:

- Índice Bovespa (IBOVESPA): Corresponde ao valor corrente de uma carteira teórica de ações criada em 02/01/1968, expressa em pontos. O valor inicial foi de 100 pontos, de forma que a sua pontuação atual reflete a variação ocorrida na carteira desde 1968. As ações componentes da carteira teórica respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro observados no mercado à vista (lote-padrão) da BOVESPA. Considera-se por hipótese que não houve alteração nos papéis que compõem a carteira desde a sua criação de forma que a mesma apresenta apenas variações decorrentes da distribuição de proventos pelas empresas emissoras das ações. Assim, o índice retrata tanto as variações nos preços das ações como o impacto da distribuição dos proventos, isto é, mensura o retorno total das ações que formam a carteira. Seu cálculo é feito em tempo real a partir dos preços dos últimos negócios efetuados com as da carteira no mercado à vista e a BOVESPA responde pela gestão, cálculo, difusão e manutenção do índice;
- Índice de Energia Elétrica (IEE): Mede o desempenho das ações de empresas do setor elétrico: geradoras, distribuidoras e *holdings*. Os critérios que estas ações devem atender para sua inclusão na carteira são: (i) representar, em termos de volume financeiro, parcela de no mínimo 0,01% do volume do mercado à vista da BOVESPA nos

últimos doze meses; (ii) ter sido negociada em pelo menos 80% do total dos pregões no período; e (iii) ter apresentado no mínimo 2 negócios/dia em pelo menos 80% dos pregões em que foi negociada. A composição da carteira é reavaliada quadrimestralmente. A carteira foi montada em 29/12/2004 e a base inicial do índice foi fixada em 1.000 pontos;

- Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE): Sua criação é resultado de uma parceria da BOVESPA com várias instituições – ABRAPP, ANBID, APIMEC, IBGC, IFC, ETHOS, Ministério do Meio Ambiente e PNUMA. Tais instituições formam um Conselho Deliberativo presidido pela BOVESPA, sendo esta a responsável pela gestão técnica do índice, seu cálculo e divulgação em tempo real. Atualmente a carteira é composta por aproximadamente 40 ações de empresas selecionadas é feita a partir de questionários aplicados a empresas pré-selecionadas, que apresentem as 150 ações mais líquidas. A base do ISE foi fixada em 1.000 pontos para 30/11/2005 e a revisão da carteira ocorre anualmente. O Conselho Deliberativo escolhe as empresas com melhor classificação, baseada principalmente nos critérios de: (i) relacionamento com empregados e fornecedores; (ii) relacionamento com a comunidade; (iii) governança corporativa; e (iv) impacto ambiental de suas atividades. Além de mensurar o retorno de uma carteira de ações de empresas comprometidas com a responsabilidade social e a sustentabilidade empresarial, o ISE tem o objetivo de atuar como promotor das boas práticas no meio empresarial brasileiro;
- Índice do Setor Industrial (INDX): Sua carteira teórica é composta das ações mais representativas da indústria e mais negociadas na BOVESPA em termos de liquidez, ponderadas na carteira pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação. Os critérios que uma ação deve atender para integrar a carteira do INDX são: (i) ser emitida por uma empresa classificada em um dos sub-segmentos do setor industrial com registro de negociação na BOVESPA; (ii) ser uma das 150 ações com maior índice de negociabilidade apurados nos doze meses anteriores à formação da carteira; e (iii) ter sido negociada em pelo menos 70% dos pregões ocorridos nos doze meses anteriores à formação da carteira. A base inicial do INDX foi fixada em 1.000 pontos para 30/12/1999 e o índice é divulgado desde 02/05/2006;
- Índice Setorial de Telecomunicações (ITEL): Foi o segundo índice setorial lançado pela BOVESPA. É composto pelas empresas mais representativas do setor de telecomunicações, incluindo ações de empresas de telefonia fixa e celular listadas na BOVESPA. No seu cálculo adota-se a ponderação por *free float*, isto é, a quantidade de ações em circulação, o que permite que o índice represente o desempenho dos papéis que de fato estão disponíveis à negociação. A BOVESPA definiu ainda um limite de capitalização de 20% para cada empresa componente da carteira com o objetivo de evitar que o papel de uma empresa com alto valor de mercado predomine no comportamento do índice, comprometendo a representatividade do desempenho dos demais papéis. A base inicial do ITEL foi fixada em 1.000 pontos para 30/12/1999.

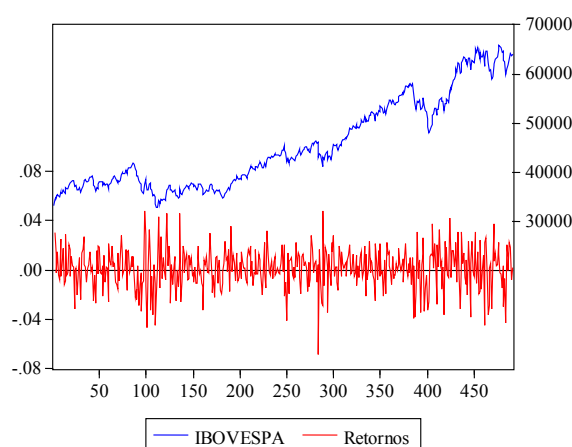
5 Análise dos Resultados

Os Gráficos 01 a 05 apresentam o comportamento dos retornos diários dos índices IBOVESPA, IEE, INDX, ISE e ITEL, respectivamente. Os gráficos revelam que as séries diárias de retornos financeiros apresentam aglomerados de volatilidade e que estes ocorrem em momentos de queda na cotação nos preços dos ativos. Isto é caracterizado pelo padrão em que “vales” nos

retornos diários correspondem a “picos” de volatilidade dos retornos diários financeiros, indicando uma sensibilidade da volatilidade a reduções na cotação média dos preços dos ativos de cada setor específico.

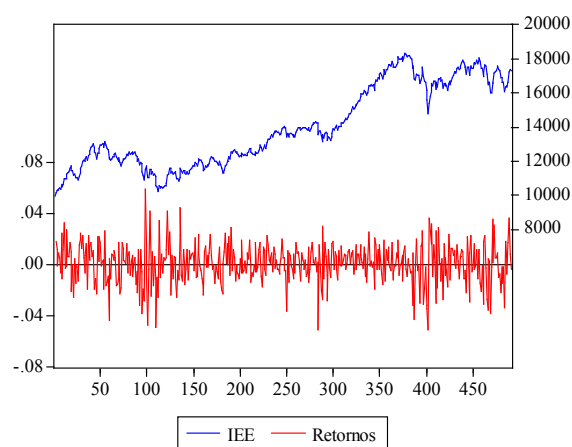
Pode-se perceber que existe uma relação direta entre os cinco índices de preços estudados. Fato que é evidenciado durante todo o período de estudo. Em que momentos de alta de preços são compartilhados por todos os índices e momentos de queda são generalizados entre os cinco índices. Entretanto, destaca-se a existência de diferentes magnitudes variações dos preços médios dos ativos de cada setor, em que o setor ITEL mostra maiores movimentos ao longo do período estudado (relativamente aos outros setores). Ademais, é importante distinguir o comportamento da volatilidade observada até a observação 300 (correspondente ao início de 2006 ao início de 2007) em que os “picos” e “vales” dos retornos financeiros apresentam um padrão de sazonalidade diária, o que não é tão evidente para o restante do período.

Gráfico 1 – Índice IBOVESPA e retornos diários. 2006-2007



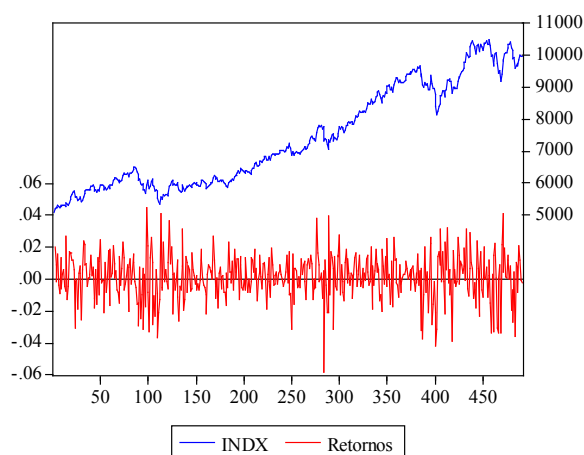
Fonte: BOVESPA

Gráfico 2 – Índice de energia elétrica (IEE) e retornos diários. 2006-2007



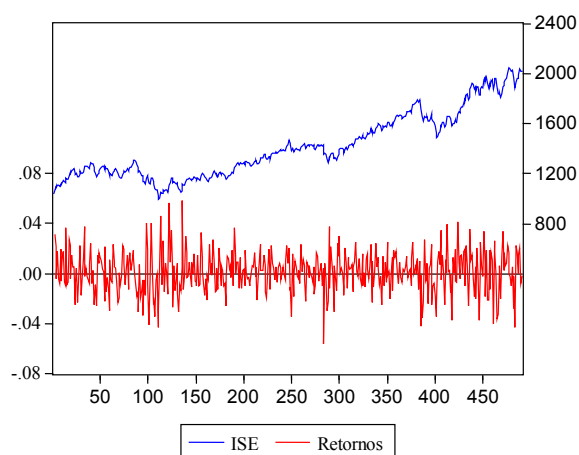
Fonte: BOVESPA

Gráfico 3 – Índice do setor industrial (INDX) e retornos diários, 2006-2007



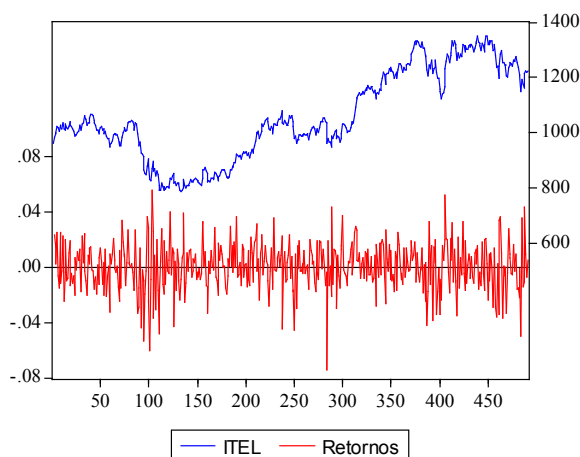
Fonte: BOVESPA

Gráfico 4 – Índice de sustentabilidade empresarial (ISE) e retornos diários, 2006-2007



Fonte: BOVESPA

Gráfico 5 – Índice setorial de telecomunicações (ITEL) e retornos diários, 2006-2007



Fonte: BOVESPA

A Tabela 1 apresenta a correlação simples entre os índices setoriais, isto é, medem o grau de relacionamento entre tais índices. Os dados evidenciam que os índices se relacionam diretamente, ou seja, todos os índices demonstram comportamentos semelhantes para ganhos e perdas quando a situação econômica é favorável ou desfavorável. O setor que apresenta o índice de maior correlação positiva com o IBOVESPA é o ISE seguido do INDX, com 0,991 e 0,986, respectivamente.

Como o IBOVESPA corresponde a uma carteira menos arriscada devido seu alto grau de diversificação, o ISE e o INDX são carteiras que apresentam índices menores tendo em vista que são investimentos realizados isoladamente em um único setor. Ainda, os dados sugerem que uma carteira combinando os setores Industrial e de Telecomunicações reduziria o risco, porque estes apresentam a correlação estimada de menor magnitude.

Tabela 1 - Correlações dos índices setoriais: IBOVESPA, IEE, INDX, ISE, ITEL.

ÍNDICES	IBOVESPA	IEE	INDX	ISE	ITEL
IBOVESPA	1,000				
IEE	0,956	1,000			
INDX	0,986	0,975	1,000		
ISE	0,991	0,947	0,972	1,000	
ITEL	0,914	0,927	0,897	0,900	1,000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da BOVESPA.

Para as séries foram utilizados os modelos apresentados na Tabela 2 para a estimação da média condicional dos retornos. Quando comparados com outros modelos de ordem superior, estes demonstram maior parcimônia, justificando seu emprego para o estudo.

Com exceção do índice ISE, todos os outros índices mostram um bom ajustamento quando modelados por um padrão ARMA(1,1). Apenas o índice ISE apresenta o modelo AR(1) como melhor padrão de ajuste. Os testes Q(12) e ARCH-LM revelam que os modelos ajustados não apresentam correlação serial nas séries.

Tabela 2 - Modelos identificados e estatísticas para verificação de heteroscedasticidade condicional dos índices setoriais: IBOVESPA, IEE, INDX, ISE, ITEL.

ÍNDICES	MODELO	Q(12)	ARCH-LM
IBOVESPA	ARMA(1,1)	12,021 (0,284)	3,665 (0,160)
IEE	ARMA(1,1)	12,582 (0,248)	2,996 (0,080)
INDX	ARMA(1,1)	12,332 (0,263)	0,069 (0,791)
ISE	AR(1)	12,826 (0,305)	5,402 (0,067)
ITEL	ARMA(1,1)	11,655 (0,309)	0,445 (0,800)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da BOVESPA. Nota: Os valores entre parênteses correspondem às probabilidades das estatísticas.

Para os modelos ARCH na variância, os melhores modelos foram GARCH(1,1), EGARCH(1,1) e TARARCH(1,1). As equações estimadas⁴, dadas, respectivamente, pelas expressões (04), (06) e (07), foram:

- para os retornos do IBOVESPA

$$\text{GARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00001 + 0,053 X_{t-1}^2 + 0,889 h_{t-1}$$

$$\text{EGARCH}(1,1): \quad \ln(h_t) = -0,967 + 0,887 \ln(h_{t-1}) + 0,064 |\varepsilon_{t-1}| - 0,188 \varepsilon_{t-1}$$

$$\text{TARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00002 - 0,031 X_{t-1}^2 + 0,162 X_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,875 h_{t-1}$$

- para os retornos do IEE

$$\text{GARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00002 + 0,115 X_{t-1}^2 + 0,790 h_{t-1}$$

$$\text{EGARCH}(1,1): \quad \ln(h_t) = -0,809 + 0,903 \ln(h_{t-1}) - 0,009 |\varepsilon_{t-1}| - 0,237 \varepsilon_{t-1}$$

$$\text{TARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00002 - 0,034 X_{t-1}^2 + 0,270 X_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,795 h_{t-1}$$

- para os retornos do INDX

$$\text{GARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00001 + 0,074 X_{t-1}^2 + 0,875 h_{t-1}$$

$$\text{EGARCH}(1,1): \quad \ln(h_t) = -0,977 + 0,893 \ln(h_{t-1}) + 0,102 |\varepsilon_{t-1}| - 0,159 \varepsilon_{t-1}$$

$$\text{TARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00002 - 0,021 X_{t-1}^2 + 0,182 X_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,835 h_{t-1}$$

4. Após modelados por processos ARCH, os modelos eliminaram a interdependência dos resíduos, como as estatísticas ARCH ML e *Q* de *Ljung-Box*.

- para os retornos do ISE

$$\text{GARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00001 + 0,045 X_{t-1}^2 + 0,917 h_{t-1}$$

$$\text{EGARCH}(1,1): \quad \ln(h_t) = -0,872 + 0,900 \ln(h_{t-1}) + 0,072 |\varepsilon_{t-1}| - 0,176 \varepsilon_{t-1}$$

$$\text{TARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00001 - 0,045 X_{t-1}^2 + 0,083 X_{t-1}^2 d_{t-1} + 1,001 h_{t-1}$$

- para os retornos do ITEL

$$\text{GARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00002 + 0,065 X_{t-1}^2 + 0,840 h_{t-1}$$

$$\text{EGARCH}(1,1): \quad \ln(h_t) = -0,594 + 0,928 \ln(h_{t-1}) + 0,012 |\varepsilon_{t-1}| - 0,135 \varepsilon_{t-1}$$

$$\text{TARCH}(1,1): \quad h_t = 0,00002 - 0,063 X_{t-1}^2 + 0,140 X_{t-1}^2 d_{t-1} + 0,929 h_{t-1}$$

As equações estimadas apresentam parâmetros dentro do esperado. Parâmetros α menores que 0,2 e parâmetros β em torno de 0,8. O mesmo pode ser dito para os modelos assimétricos, que além destes parâmetros apresentam coeficientes de alavancagem (λ) na ordem dos retornos diários dos índices. Outro fato identificado foi que, em virtude das magnitudes dos coeficientes de alavancagem, os modelos - tanto os assimétricos quanto os simétricos - apresentam estimativas razoavelmente próximas.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos para os parâmetros estimados do modelo GARCH para os índices setoriais. Embora os coeficientes dos modelos estimados se mostrem significativos tanto na média quanto na variância condicional, apresenta-se apenas os parâmetros referentes a variância condicional, cuja função é modelar a volatilidade. Os coeficientes de reação (a_1) e persistência (b) estimados para os índices setoriais são todos estatisticamente consistentes ao nível de 1% de significância. As constantes (a_0) estimadas são consistentes ao nível de 7% de significância. Isto permite uma boa estimativa da volatilidade média no período, como também caracterizar o grau de reação e persistência a choques externos.

Os valores das estatísticas de Q de *Ljung-Box* para os resíduos padronizados são significativos a nível de 5% indicando que os modelos estimados são adequados para modelar os retornos diários setoriais. A aplicação do teste ARCH-LM confirma a ausência de heteroscedasticidade condicional nos resíduos dos modelos, apenas o modelo estimado para o índice ISE mostra a existência de heteroscedasticidade, que é um fato que implica em cautela ao interpretar os resultados acerca do modelo estimado para esta série específica.

Os parâmetros de reação indicam que a série de ITEL tem maiores variações dos seus preços médios ao longo do tempo. O índice ISE apresenta o menor índice de reação, o que equivale dizer que as amplitudes de variações dos preços das ações da ISL reagem com um movimento menor que os índices IBOVESPA, IEE, INDX e ITEL. Como já esperado, o IBOVESPA apresenta um dos menores coeficientes de reação devido seu grau de diversificação de ativos.

Os parâmetros de persistência são bastante elevados, indicando que as volatilidades observadas no dia anterior tendem a contaminar a volatilidade dos preços dos ativos no dia posterior, permanecendo quase que integralmente sua magnitude. Neste contexto, o índice ISE destaca-se por apresentar o maior grau de persistência de variações nos preços médios dos seus ativos, admite-se que 91,7% da volatilidade do dia anterior é transmitida para o dia seguinte. Em certa medida este padrão da variância condicional corrobora com a análise gráfica no sen-

tido de explicar as aglomerações de volatilidade no que tange sua permanência e magnitude ao longo do tempo.

Tabela 3 - Coeficientes de reação e persistência e estatísticas para verificação de heteroscedasticidade condicional dos índices setoriais: IBOVESPA, IEE, INDX, ISE, ITEL

ÍNDICES	a_{0*}	a_{1*}	b^*	LM**	Q(12)**
IBOVESPA	0,00001 (1,866)	0,053 (2,260)	0,889 (18,554)	3,734 (0,154)	13,877 (0,179)
IEE	0,00002 (2,812)	0,115 (3,480)	0,790 (13,822)	2,214 (0,346)	12,016 (0,284)
INDX	0,00001 (2,023)	0,074 (2,562)	0,875 (18,638)	2,937 (0,230)	11,639 (0,310)
ISE	0,00001 (1,822)	0,045 (1,966)	0,917 (16,583)	7,076* (0,029)	12,543 (0,250)
ITEL	0,00003 (1,672)	0,065 (2,122)	0,840 (10,507)	0,680 (0,712)	13,444 (0,200)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da BOVESPA.

* Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas *t-Student*.

** Os valores entre parênteses correspondem às probabilidades das estatísticas.

A Tabela 4 mostra a volatilidade associada a cada índice setorial. A equação de volatilidade fornece a variância condicional dos retornos financeiros, que quando comparadas mostram que o IBOVESPA é a série que apresenta menor variabilidade dos valores médios dos preços dos ativos desta carteira. De modo semelhante, as empresas do setor industrial apresentam pequena volatilidade, indicando que este índice representa uma carteira bem diversificada e com nível de risco comparável com o risco observado para o IBOVESPA. Em oposição, o índice associado às empresas do setor de telecomunicações apresenta a maior volatilidade média do período, aproximadamente o dobro da volatilidade apresentada pelo IBOVESPA. Seguindo esta característica, o ISE apresenta uma volatilidade elevada sendo o segundo maior índice em termo de variabilidade das cotações em bolsa.

Tabela 4 - volatilidade dos índices setoriais: IBOVESPA, IEE, INDX, ISE, ITEL

ÍNDICES	VOLATILIDADE
IBOVESPA	$1,72 \times 10^{-4}$
IEE	$2,12 \times 10^{-4}$
INDX	$1,92 \times 10^{-4}$
ISE	$2,56 \times 10^{-4}$
ITEL	$3,15 \times 10^{-4}$

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da BOVESPA.

A Tabela 5 mostra o parâmetro de assimetria estimado pelo modelo EGARCH (1,1) o qual confirma a assimetria nas séries. Adicionalmente, o modelo EGARCH reafirma a evidência de persistência nas séries, pois o termo $\ln(h_{t-1})$ apresenta um coeficiente entre 0,887 (IBOVESPA) e 0,928 (ITEL), confirmando que o IBOVESPA tem o menor grau de persistência e o setor de telecomunicações tem o maior. Os indicadores da qualidade do ajuste LM e Q(12) mostram que todos os modelos ajustados tiveram uma boa performance.

Os resultados encontrados pelo modelo EGARCH (1,1) para os índices setoriais analisados e o IBOVESPA também revelam a presença de assimetria na volatilidade dos retornos, indicando que choques positivos e negativos causam diferentes volatilidades na série. Esta evidência é dada pelos valores do parâmetro g , estimados entre $-0,237$ (IEE) e $-0,135$ (ITEL). Ainda, o parâmetro g evidencia o efeito alavancagem nas séries estudadas.

Tabela 5 - Parâmetros de assimetria e estatísticas de verificação de adequação dos modelos estimados dos índices setoriais: IBOVESPA, IEE, INDX, ISE, ITEL.

ÍNDICES	g^*	LM**	Q(12)**
IBOVESPA	-0,188 (-4,040)	6,377 (0,041)	13,664 (0,189)
IEE	-0,237 (-5,095)	5,649 (0,059)	10,052 (0,436)
INDX	-0,159 (-3,286)	3,461 (0,177)	10,261 (0,418)
ISE	-0,177 (-4,293)	10,179 (0,006)	13,465 (0,199)
ITEL	-0,135 (-3,859)	0,311 (0,855)	12,595 (0,247)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da BOVESPA.

* Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas t-Student.

** Os valores entre parênteses correspondem às probabilidades das estatísticas.

A Tabela 6 apresenta os parâmetros de assimetria estimados pelo modelo TARARCH (1,1) cujos resultados correspondem aos encontrados pelo modelo EGARCH (1,1). Adicionalmente, o modelo TARARCH evidencia a persistência nas séries, pois os coeficientes estimados apresentam valores entre 0,956 (ISE) e 0,814 (INDX). Ressalte-se que os valores de persistência estimados pelos modelos GARCH, EGARCH e TARARCH para cada índice isoladamente não apresentaram valores significativamente distintos, portanto confirma a compatibilidade analítica dos modelos, conforme reportado pela literatura. Os indicadores da qualidade do ajuste LM e Q(12) mostram que todos os modelos ajustados tiveram uma boa performance.

Os resultados encontrados pelo modelo TARARCH (1,1) para os índices setoriais analisados e o IBOVESPA também revelam a presença de assimetria na volatilidade dos retornos, indicando que choques negativos causam uma volatilidade nos retornos mais alta do que os choques positivos. Esta evidência é dada pelos valores do parâmetro g , estimados entre $-0,271$ (IEE) e 0,083 (ISE).

Tabela 6 - Parâmetros de impacto de informação assimétrica e estatísticas de verificação de adequação dos modelos estimados dos índices setoriais: IBOVESPA, IEE, INDX, ISE, ITEL.

ÍNDICES	g^*	LM**	Q(12)**
IBOVESPA	0,161 (3,188)	4,823 (0,089)	12,072 (0,280)
IEE	0,271 (4,001)	4,733 (0,093)	12,072 (0,280)

INDX	0,181 (3,249)	3,040 (0,218)	10,290 (0,415)
ISE	0,083 (3,731)	4,330 (0,144)	14,585 (0,148)
ITEL	0,140 (4,164)	0,336 (0,845)	12,864 (0,231)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da BOVESPA.

* Os valores entre parênteses correspondem às estatísticas t-Student.

** Os valores entre parênteses correspondem às probabilidades das estatísticas.

6 Conclusão

Este estudo realizou uma análise do padrão da volatilidade de alguns dos principais índices de ações do mercado brasileiro: Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA), Índice de Energia Elétrica (IEE), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), Índice do Setor Industrial (INDX) e o Índice de Telecomunicações (ITEL). A análise do comportamento destes índices oferece um importante direcionamento para as decisões de investimentos dos agentes econômicos e financeiros.

A análise gráfica revelou uma similaridade na tendência das séries durante o período analisado (2006-2007) e também a existência de aglomerações de volatilidade dos retornos associados à queda nos preços das ações. Através da análise de correlação dos índices obteve-se uma medida que confirma a análise gráfica em termos de tendência das séries, mostrando que sub-períodos de crescimento ou de retração são comuns a todos os índices; tanto que os coeficientes de correlação estimados apresentaram-se positivos e próximos de 1.

A análise econométrica através dos modelos estimados (GARCH, EGARCH e TARARCH) apresentou parâmetros estatisticamente significativos e testes de performance (ARCH-LM e Q de Ljung-Box) satisfatórios em todas as estimações. Os coeficientes de reação estimados pelo modelo GARCH apresentaram-se não-desprezíveis para todos os índices. Em particular, o índice ITEL mostrou uma sensibilidade maior a choques, indicando que a variabilidade dos preços nesta série responde com maior amplitude a seus determinantes. Quanto ao coeficiente de persistência, o GARCH indicou que o índice ISE apresenta o maior grau de transmissão de volatilidade diária: cada variação unitária na volatilidade do período anterior implica em uma variação aproximada de 0,92 no período atual. O modelo também revelou que o índice IBOVESPA apresenta a menor volatilidade, coerente com o fato de que este representa uma carteira mais diversificada que as demais. Em oposição, o ITEL é o índice que apresenta volatilidade mais alta, isto é, isoladamente seria a aplicação teórica de maior risco.

Por fim, com relação à análise de persistência, os modelos EGARCH e TARARCH confirmaram os resultados obtidos com o modelo GARCH: os coeficientes estimados apresentaram valores significativamente distintos, confirmando a compatibilidade dos modelos, conforme reportado pela literatura. Ainda, indicaram existência assimetria para todos os índices, sendo a maior encontrada no setor de energia elétrica. Adicionalmente, o modelo TARARCH revelou que existe maior volatilidade quando ocorrem choques negativos. Isto implica que os coeficientes de alavancagem são estatisticamente não desprezíveis, ou seja, que a resposta da volatilidade a grandes retornos negativos é, frequentemente, muito maior do que em relação a retornos positivos de mesma magnitude.

Referências

ALEXANDER, C. **Modelos de mercados**: um guia para a análise de informações financeiras. São Paulo: Bolsa de Mercados & Futuros, 2005.

ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 6.ed. São Paulo: Atlas, 2005.

BACA, S.; GARBE, B.; WEISS, R. The rise of sector effects in major equity markets. **Financial Analysts Journal - Association for Investment Management and Research**, set./out. 2000.

BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Fundamentos de investimentos**. 3.ed.. Porto Alegre: Bookman, 2000.

BOVESPA. Apresenta informações sobre o método de cálculo dos índices IBOVESPA, IEE, ITEL, ISE e INDX. Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br/principal.asp>>. Acesso em: 20 jan. 2008.

CHOW, G. et al. Optimal Portfolios in Good Times and Bad. **Financial Analysts Journal - Association for Investment Management and Research**, mai./jun. 1999.

ELTON, E.; GRUBER, M. **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**. 5th ed. John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F. **Autorregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation**. *Econometrica*, 1982.

GAROFALO FILHO, E. **Câmbio\$: princípios básicos do mercado cambial**. São Paulo: Saraiva, 2005.

JACQUIER, E.; MARCUS, A. Asset allocation models and market volatility. **Financial Analysts Journal - Association for Investment Management and Research**, mar./abr. 2001.

LAHAM, J. **O uso de derivativos de moedas e o valor da firma**. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2007. Disponível em: <www.ibmecsp.edu.br/mestrado/download.php?recid=52>. Acesso em: 07 out. 2007.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. **Análise de séries temporais**. 2. ed. rev. e ampl. São Paulo: Edgard Blücher, 2006.

MORETTIN, P. A. **Econometria Financeira: um curso em séries temporais financeiras**. São Paulo, 2006.

MIYAMOTO, S. **O Pensamento geopolítico brasileiro: 1920-1980**. Dissertação (Mestrado em Ciência Política) - Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1981.

NELSON, D. B. **Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach.** *Econometrica*, v. 59, 1991.

PIZZATO, Décio. **Sobre volatilidade.** Disponível em <<http://www.cofecon.org.br/>>. Acesso em 02 fev. 2008.

RAMOS, M. A. G. **A volatilidade do mercado e a instabilidade das correlações entre ações.** Dissertação (Mestrado em Administração) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

SANTOS DA SILVA, W.; SAFADI, T.; CASTRO JUNIOR, L. G. **Uma análise empírica da volatilidade do retorno de commodities agrícolas utilizando modelos ARCH: os casos do café e da soja.** *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v.43, n.1, 2005.

SHARPE, W. F.. **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk.** *Journal of Finance*, v.19, p. 425-42, 1964.

VOLATILIDADE. Site SeuDinheiro. Apresenta informações sobre conceitos, análises e acontecimentos do mercado de capitais. Disponível em: <<http://www.seudinheiro.com.br/volatilidade.html>>. Acesso em: 21 jan. 2008.

WANG, Y. H.; HSU, C. C. **Short-memory, long-memory and jump dynamics in global financial markets.** Disponível em: <http://www.ncu.edu.tw/~fm/teacher/YHWang.files/EGARCH_Volatility_0612_JFS.pdf> Acesso em: 14 abr. 2008.

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