

## **Análise do Efeito Dia da Semana e das Modelagens ARCH/GARCH em Séries de Medidas de Liquidez e Retorno do Índice Bovespa**

Elisa Elaine Moreira Teixeira  
Doutoranda em Administração – UFMG  
Av. Antônio Carlos, 6627 – Pampulha – Belo Horizonte – MG - 31270-901  
eemt@cepead.face.ufmg.br

Francisco Vidal Barbosa  
Doutor em Competitividade Empresarial – Aston University  
Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFMG  
Av. Antônio Carlos, 6627 – Pampulha – Belo Horizonte – MG - 31270-901  
fbarbosa@face.ufmg.br

Francis Angelo Marques de Almeida  
Graduado em Estatística – UFMG  
Av. Antônio Carlos, 6627 – Pampulha – Belo Horizonte – MG - 31270-901  
francisbh2004@yahoo.com.br

### **Resumo**

Este estudo teve por objetivo modelar séries com características de alta volatilidade e quebra estrutural e verificar a existência de padrões sazonais em função do dia da semana no mercado acionário brasileiro. De acordo com a hipótese do mercado eficiente, o preço de um ativo é reflexo do consenso dos investidores em relação ao retorno esperado deste bem. Desta forma, não seria possível obter retornos anormais na negociação de qualquer ativo tomando por base informações de séries passadas, tendo em vista que estes dados estariam disponíveis a todos os agentes do mercado. Porém, estudos empíricos constataram que, em algum momento, os mercados não são eficientes e que, por isso, ocorrem distorções nos preços dos ativos, causando anomalias. Uma destas é o efeito dia da semana, que diz respeito ao fato dos retornos diários de ativos de risco serem diferentes ao longo dos dias da semana. Para verificar este efeito, foram utilizadas neste artigo séries relativas ao Índice Bovespa (Ibov), tais como: quantidade de negócios, quantidade de títulos e volume financeiro (medidas de liquidez) e séries de retorno (fechamento diário do Ibov). Contemplou-se o período de janeiro de 2007 a abril de 2010. Em relação à modelagem, foram utilizados os modelos da família ARCH/GARCH (*Autoregressive conditional heteroskedasticity*). Observou-se que sua utilização, como sugere a literatura, se mostra bastante eficiente no aspecto de captação da volatilidade ao longo do tempo e no acompanhamento de choques de assimetria nos dados. Os modelos encontrados atenderam às condições de parcimoniosidade dentro do limite possível, e de eliminação da auto-correlação residual em todos os instantes de tempo testados. Em relação à sazonalidade semanal, observou-se que há um ciclo que se repete de forma praticamente semelhante em todas as séries analisadas.

**Palavras-chave:** Efeito dia da semana. Ibovespa. Modelos ARCH/GARCH.

## Abstract

This study aimed to model series with characteristics of high volatility and structural break and to verify the existence of seasonal patterns depending on the day of the week in the Brazilian stock market. According to the efficient market hypothesis, the asset price reflects the consensus of investors regarding the expected return of this asset. Thus, it would not be possible to obtain abnormal returns trading any asset building on information from past series, considering that these data would be available to all market players. However, empirical studies have found that, at some moment, markets are not efficient and, therefore, there are distortions in asset prices, causing anomalies. One of these is the day of the week effect, that concerns the fact of the daily returns of risky assets are different throughout the day of the week. To verify this effect, were used in this article series on the Bovespa Index (IBOV), such as amount of business, amount of securities and trading volume (liquidity measures) and return series (daily closing IBOV). Looked at the period between January 2007 and April 2010. Regarding the modeling, we used the models of the ARCH/GARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity). It was observed that the use, as suggested by the literature, proves quite efficient in the aspect of capturing the volatility over time and monitoring of asymmetric shocks in the data. The found models met the parsimonious conditions to the possible extent, and elimination of residual autocorrelation in all moments of time tested. Regarding the weekly seasonality, it was observed that there is a cycle that repeats itself almost similar in all series examined.

**Keywords:** Day of the week Effect. Ibovespa. ARCH/GARCH Models.

## 1 – Introdução

De acordo com a teoria dos mercados eficientes, o preço de um ativo é reflexo do consenso dos investidores em relação ao retorno esperado deste bem (NETO, 2006). Primeiro a propor este conceito, Fama (1970) avaliou que o mercado seria considerado eficiente se refletisse as informações disponíveis no preço dos ativos, impossibilitando assim ganhos anormais. Desta forma, não seria possível obter retornos anormais na negociação de qualquer ativo tomando por base informações a respeito de retornos de séries passadas, tendo em vista que esta informação estaria disponível a todos os agentes do mercado. Porém, estudos empíricos constataram que, em algum momento, os mercados não são eficientes e que, sendo assim, haveriam distorções nos preços dos ativos, o que causa anomalias. Uma destas é o efeito dia da semana, que diz respeito ao fato dos retornos diários de ativos de risco serem diferentes ao longo dos dias da semana.

Bruni e Famá (1998) citam que as principais anomalias dos mercados podem ser classificadas como anomalias de calendário, fundamentais, técnicas e outras. Sendo o efeito dia da semana uma anomalia de calendário. O tema foi pesquisado por estudiosos como Osborne (1962), Cross (1973), French (1980), Gibbons e Hess (1981), Bampi, Colombo e Barcellos (2008) para o mercado norte americano; Bayar e Kan (2002), Apolinario et. al. (2006) para o mercado europeu; Costa Jr. e Ceretta (2000) para o mercado latino-americano; Costa Jr. (1990), Bone e Ribeiro (2002), Ceretta, Vieira e Milach (2008), Bampi, Colombo e Barcellos (2008), Fajardo e Pereira (2008) para o mercado brasileiro. A maioria dos estudos detectou retorno menor nos primeiros e maior nos últimos dias da semana. Alguns estudos apontaram também que os retornos de segunda-feira são mais baixos do que a média de todos os dias da semana. Aparentemente, tal conclusão contraria a hipótese do mercado eficiente.

O presente estudo teve como objetivos modelar séries com características de alta volatilidade e quebra estrutural – definida como uma alteração brusca no padrão de comportamento dos dados - e verificar a existência de padrões sazonais em função do dia da semana no mercado acionário brasileiro. Para as séries estudadas neste artigo, esta alteração brusca no comportamento dos dados pôde ser percebida nas cotações de fechamento do Ibovespa e na quantidade de negócios realizadas. De uma forma geral, foi observado na revisão de literatura que os estudos sobre o efeito dia de semana se concentram na utilização de dados de fechamento diário dos índices. Além deste dado, trabalha-se neste artigo com quantidade de títulos, volume financeiro e quantidade de negócios realizados (medidas de liquidez). Portanto, este estudo visa responder: i) Como modelar séries que têm características de alta volatilidade e quebra estrutural? ii) Existem padrões sazonais em função do dia da semana no mercado acionário brasileiro?

## 2 – Revisão de Literatura

Kendall (1953) publicou um estudo sobre o comportamento da variação nos preços das ações e commodities na bolsa de valores de Londres na década de 50. O autor verificou a ausência de qualquer regularidade - como ciclos ou sazonalidades - e percebeu, portanto, variações completamente aleatórias. Fama (1970) propôs a hipótese do mercado eficiente em que os preços dos títulos estariam constantemente, e de forma não viesada, ajustados às informações disponíveis no mercado.

Assim, de acordo com a hipótese do mercado eficiente, não seria possível obter retornos anormais na negociação de qualquer ativo tomando por base informações a respeito de retornos de séries passadas, tendo em vista que estes dados estariam disponíveis a todos os agentes do mercado. Porém, estudos empíricos constataram que, em algum momento, os mercados não são eficientes e que, por isso, ocorrem distorções nos preços dos ativos. No Brasil, Famá, Cioffi, e Coelho (2008) qualificaram, através da análise de vários artigos, o nível de eficiência do mercado de capitais brasileiro. Os autores concluíram que o ambiente de maior volatilidade e globalização dos mercados favoreceu as sobre-reações. No entanto, não devem ser descartados os fundamentos das Finanças Modernas, pois estes explicam parte do mercado de capitais brasileiro que apresenta tanto anomalias, quanto eficiências. Sendo o efeito dia da semana uma destas anomalias, de acordo com Costa Jr. (1990), este efeito diz respeito ao fato dos retornos diários de ativos de risco serem diferentes ao longo dos dias da semana. A maioria dos estudos detectou retorno menor nos primeiros e maior nos últimos dias da semana. Aparentemente, tal conclusão contraria a hipótese do mercado eficiente.

A Figura 1 apresenta um resumo de pesquisas que investigaram a existência ou não de anomalias temporais relacionadas ao efeito dia da semana em diversos mercados internacionais.

Já a Figura 2 apresenta um resumo de pesquisas que investigaram a existência ou não de anomalias temporais relacionadas ao efeito dia da semana no mercado acionário brasileiro.

**Figura 1. Estudos sobre o efeito dia da semana no Mercado Internacional**

| Autores/ano                       | Amostra                       | Conclusão   |
|-----------------------------------|-------------------------------|---|
| Osborne (1962),                   | Índice S&P 500                | Retornos de segunda-feira significativamente mais baixos do que os retornos de sexta-feira  |
| Cross (1973),<br>French (1980)    | Índice S&P 500                | Resultados semelhantes aos de Osborne (1962)  |
| Gibbons e Hess (1981)             | 30 ações do índice Dow Jones  | As segundas-feiras apresentaram retornos médios negativos, fato que não se verificou para os outros dias da semana.   |
| Lakonishok e Levi (1982)          | Índices CRSP e CRSP           | Retornos de segunda-feira são mais baixos do que a média de todos os dias da semana, enquanto os retornos na sexta-feira revelaram-se mais elevados do que a média  |
| Dubois e Louvet (1996)            | 11 índices de 9 países        | Baixos volumes de negociações na segunda-feira.   |
| Bayar e Kan (2002)                | Índices de 19 países europeus | Ao contrário das evidências encontradas para os índices norte-americanos, verificaram-se retornos mais baixos nas quintas e sextas-feiras e mais altos nas terças e quartas-feiras.   |
| Costa Jr. e Ceretta (2000)        | Mercado latino-americano      | No Peru e na Venezuela, existe o efeito dia da semana, que torna baixa ou negativa a variação nos índices de preços na segunda-feira e positiva na sexta-feira, pelo menos no período analisado. Em relação ao Brasil, não se confirmaram os resultados obtidos em estudo anterior, que apresentava clara distinção entre os dias perto do início e do fim de semana. |
| Apolinario et. al. (2006)         | Índices 13 países europeus    | Não encontraram evidências que apontassem a existência de retornos significativamente diferentes na comparação entre os dias da semana para a maioria dos países estudados.   |
| Bampi, Colombo e Barcellos (2008) | Índice S&P 500                | Evidenciou-se a não existência de qualquer evento referente ao efeito dia da semana.  |

Fonte: Compilado pelos autores

**Figura 2. Estudos sobre o efeito dia da semana no Mercado Brasileiro (Índice Bovespa)**

| Autores/ano                       | Período           | Conclusão  |
|-----------------------------------|-------------------|--|
| Lemgruger, Becker e Chaves (1988) | Ago./83 a Ago./87 | Retorno da segunda-feira e terça-feira inferiores ao rendimento dos outros dias da semana.   |
| Costa Jr. (1990)                  | Jan./86 a Mar./89 | Constatou anomalia temporal diária, ou seja, as variações no preço do índice nos dias do início da semana eram inferiores às variações dos dias mais próximos ao final da semana.  |
| Bone e Ribeiro (2002)             | Jan./96 a Dez./98 | Diferença significativa para os retornos de terça-feira em relação à segunda-feira.  |
| Ceretta, Vieira e Milach (2008)   | Dez./99 a Dez./06 | Em relação ao retorno: quarta-feira revelou uma rentabilidade média positiva estatisticamente significativa, para os demais dias o retorno médio pode ser considerado nulo. Em relação às medidas de liquidez: baixa liquidez na segunda-feira, aumento da liquidez na terça e na quarta-feira, e redução na quinta e sexta-feira. Em relação à volatilidade: semelhante ao longo da semana, revelando coeficientes positivos e significativos para todos os dias da semana. |
| Fajardo e Pereira (2008)          | Jan./95 a Dez./07 | O efeito dia da semana não foi constatado com constância para o período estudado.  |
| Bampi, Colombo e Barcellos (2008) | Jan./03 a Set./08 | Menores retornos na segunda-feira e maiores retornos na sexta-feira.   |

Fonte: Compilado pelos autores

Embora, como apresentado na Figura 2, Costa Jr. (1990) tenha encontrado retornos significativamente menores nas segundas-feiras e maiores nas quartas e sextas-feiras, observe-se que Costa Jr. e Ceretta (2000), em relação ao Brasil, não confirmam tais resultados. Outra observação é que, dos estudos apresentados nas Figuras 1 e 2, os únicos estudos que procuram verificar a existência do efeito dia da semana analisando outras variáveis além do retorno é o de Dubois e Louvet (1996), que utilizam o volume; e o estudo de Ceretta, Vieira e Milach Teixeira, E. E. M.; Barbosa, F. V.; Almeida, F. A. M.

(2008), que utilizam medidas de liquidez dos ativos (quantidade de negócios, quantidade de títulos e volume financeiro). No presente artigo, são utilizados tanto os retornos quanto as medidas de liquidez.

### 3 – Aspectos Metodológicos

As séries analisadas neste artigo, relativas ao Índice Bovespa (Ibov), foram: quantidade de negócios, quantidade de títulos e volume financeiro (medidas de liquidez) e séries de retorno (fechamento diário do Ibov). Os valores diários foram obtidos através do banco de dados Economatica, para o período de 08 de janeiro de 2007 a 16 de abril de 2010, período este escolhido por conveniência dos autores.

Deparou-se neste trabalho com o problema de dados ausentes, considerados aqui como os dias em que houve feriado (os finais de semana não foram considerados como dados ausentes). A importância do feriado reside no tratamento dado à série para que se pudesse detectar a sazonalidade relacionada aos dias da semana, de segunda a sexta. A detecção da sazonalidade semanal seria totalmente influenciada com a ocorrência de feriados, já que o agrupamento de 5 dias úteis (segunda a sexta-feira) seria alterado. Uma vez que sazonalidade é a repetição de um determinado comportamento dos dados em períodos que podem ser definidos.

Os valores ausentes foram estimados pelo método de interpolação linear, feito no SPSS. Ao testar vários métodos de tratamento de dados ausentes, verificou-se que a interpolação linear produziu resultados mais satisfatórios no sentido de manter as características originais da série. Assim, a série de retorno analisada  $t^r =$  totalizou 855 observações, abrangendo todos os dias do período analisado (total de 45 feriados no período, ou seja, 45 interpolações). Para todas as séries, o número de interpolações foi o mesmo e nos mesmos dias, tendo em vista que todos os dados coletados eram referentes aos dias de funcionamento da bolsa. Foram interpolados os 45 dados pra todas as séries e todas tiveram o mesmo número de observações no final, ou seja, 855.

Foram utilizados os modelos da família ARCH/GARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity) como foco principal do estudo, aliados aos ajustes relativos à modelagem ARIMA complementada pela inserção de variáveis dummy relativas aos dias da semana. De acordo com Ceretta e Costa JR. (2001), os modelos da família ARCH/GARCH têm sido as ferramentas mais poderosas utilizadas para capturar as oscilações da volatilidade ao longo de uma série de dados financeiros. Isto se explica pelo próprio método de ajuste nesta metodologia, que modela a equação da variância condicionada aos quadrados dos erros defasados, o que possibilita que as oscilações relativas à volatilidade, tão comuns em séries financeiras, sejam mais facilmente captadas e acompanhadas. O software mais adequado ao tipo de estudo proposto foi o eviews 6, tendo em vista que este possuía as ferramentas e testes necessários para todos os modelos ajustados, assim como para as estimações feitas e variáveis inseridas.

### 4 – Resultados obtidos

Nesta seção do artigo, são apresentados os resultados obtidos no estudo e a evolução dos dados utilizados está exposta na Figura 3 (exposta na próxima página, por questão de espaço e layout do artigo): Evolução das cotações de fechamento do Ibovespa, quantidade de negociações, quantidade de títulos e volume para o período em análise. Quanto ao fechamento, houve três momentos distintos: observa-se uma tendência crescente até maio de 2008, quando inicia-se uma queda, que prossegue até outubro de 2008 e retoma a tendência

Análise do Efeito Dia da Semana e das Modelagens ARCH/GARCH em Séries de Medidas de Liquidez...

crecente. Possivelmente, esta queda foi em função da crise externa (crise do *sub-prime*). Quanto à quantidade de negociações, percebe-se um aumento desde o início do período do estudo, assim como na quantidade de títulos.

São exibidos, na Figura 4, os gráficos de retornos das séries de estudo. A transformação dos valores brutos em retornos tem por finalidade a obtenção de estacionariedade da série em função do tempo, variação dos dados em torno do zero e a conversão destes em uma unidade livre de medida. O cálculo dos retornos é dado pela seguinte fórmula (MONTGOMERY & PECK, 1992):

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad [1]$$

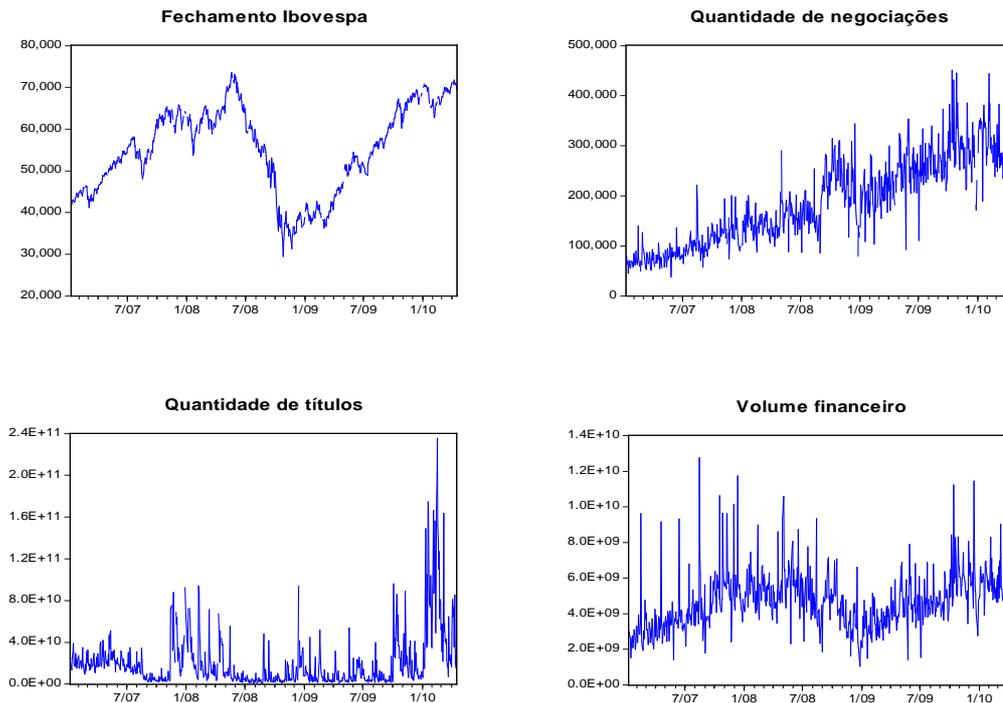
Equação variáveis dummy:

$$r_u = \sum_{j=1}^5 \beta_j d_{jt} + \varepsilon_t \quad [2]$$

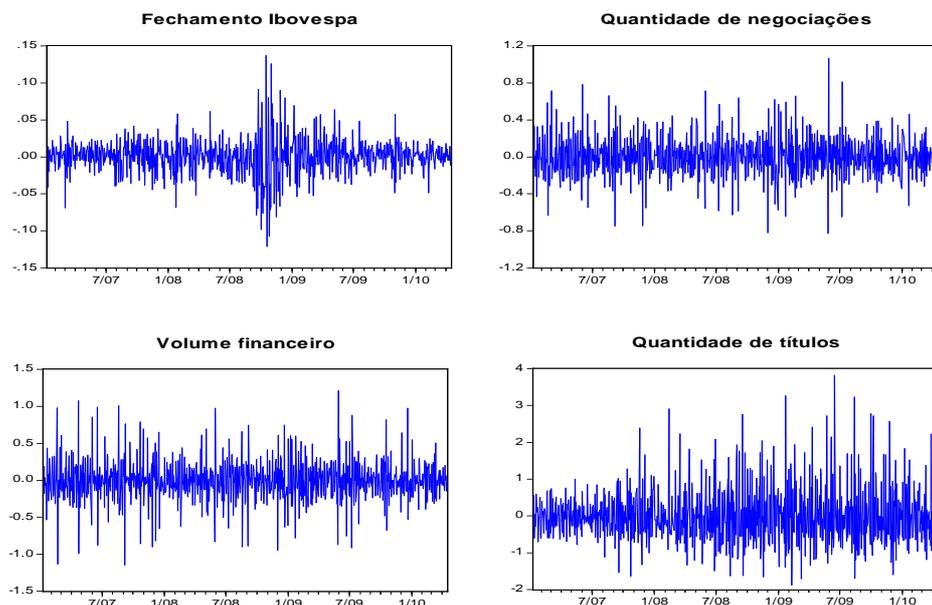
Equação dummy para medida de liquidez:

$$l_u = \sum_{j=1}^5 \beta_j d_{jt} + \varepsilon_t \quad [3]$$

**Figura 3. Evolução das cotações de fechamento do Ibovespa, quantidade de negociações, quantidade de títulos e volume para o período em análise.**



Fonte: Elaborado pelos autores com dados do Ibovespa.

**Figura 4. Evolução (em logaritmo) das cotações de fechamento do Ibovespa, quantidade de negociações, quantidade de títulos e volume para o período em análise.**

Fonte: Elaborado pelos autores com dados do Ibovespa.

Com o objetivo de evitar o possível problema da não-estacionariedade das séries, aplicou-se teste de raízes unitárias e de estacionariedade. O teste de Dickey Fuller Aumentado verifica a presença de raízes unitárias na série, ou seja, foi observado se a série possui alguma quebra estrutural que a torne não estacionária. De acordo com Box, Jenkins e Reinsel (1976), a estacionariedade da série ocorre quando esta possui um comportamento de dados relativamente constante ao longo do tempo, sem tendência crescente ou decrescente. Apresenta-se, na Tabela 1, o teste de estacionariedade para as séries analisadas, com e sem constante constante. As equações utilizadas (Equação de Dickey Fuller Aumentado) são como segue abaixo (MORETTIN, 2006):

Equação sem constante:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} \Delta Y_{t-1} + a_t \quad [4]$$

Equação com constante:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} \Delta Y_{t-1} + a_t \quad [5]$$

**Tabela 1: Teste de Estacionariedade para as Séries Analisadas, com Constante e sem Constante**

| Variável   | Modelos       | Série original | Série de retornos |
|------------|---------------|----------------|-------------------|
| Títulos    | Sem constante | 0,000          | 0,000             |
|            | Com constante | 0,000          | 0,000             |
| Volume     | Sem constante | 0,002          | 0,000             |
|            | Com constante | 0,005          | 0,000             |
| Negócios   | Sem constante | 0,157          | 0,000             |
|            | Com constante | 0,000          | 0,000             |
| Fechamento | Sem constante | 0,634          | 0,000             |
|            | Com constante | 0,893          | 0,000             |

Nota. Fonte: Elaborado pelos autores.

Os testes de Dickey Fuller Aumentado realizados para se verificar a existência, ou não, de raiz unitária nas séries mostram que, no caso dos valores originais, a hipótese nula de que a série possui no mínimo uma raiz unitária é rejeitada para a quantidade de títulos e para o volume financeiro, tanto para os modelos estimados com a presença da constante e sem esta. Assim, conclui-se que estas séries são estacionárias, fato que não ocorre para os dados que representam a quantidade de negócios e o fechamento dos valores diários, onde os p-valores são maiores que o nível de significância adotado de 5% e a hipótese de que estas séries possuam raízes unitárias não é rejeitada. Já os dados relativos à quantidade de negócios apresentam estacionariedade apenas no modelo ajustado com a constante, como indica o p-valor de 0,000. No caso dos retornos, em todos os casos, como já era esperado, a estacionariedade está presente nas séries (p-valores sempre inferiores a 0,05).

Equacionado o problema da estacionariedade das séries, foram calculadas as estatísticas descritivas, assim como o teste de normalidade de Jarque e Bera para as variáveis em estudo. Na Tabela 2 são apresentados os resultados encontrados.

**Tabela 2: Estatísticas Descritivas para o Retorno e a Variação das Medidas de Liquidez Consideradas**

| <b>Estatística</b>    | <b>Variação na Quantidade de Títulos</b> | <b>Variação no Volume Financeiro</b> | <b>Variação na Quantidade de Negócios</b> | <b>Retorno do Ibovespa</b> |
|-----------------------|--|--------------------------------------|---|----------------------------|
| Média                 | 0,016                                    | 0,000                                | 0,001                                     | 0,001                      |
| Mínimo                | -1,879                                   | -1,147                               | -0,827                                    | -0,121                     |
| Máximo                | 3,821                                    | 1,213                                | 1,065                                     | 0,137                      |
| Desvio-padrão         | 0,753                                    | 0,276                                | 0,215                                     | 0,023                      |
| Assimetria            | 1,026                                    | 0,075                                | 0,195                                     | -0,013                     |
| Curtose               | 5,344                                    | 5,903                                | 5,076                                     | 8,101                      |
| Jarque-bera (p-valor) | 345,917 (0,000)                          | 301,002 (0,000)                      | 158,960 (0,000)                           | 927,0553 (0,000)           |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Pela Tabela 2, nota-se que a média da série de retornos do volume financeiro foi igual a zero, enquanto as variáveis de quantidades de negócio e fechamento apresentaram um valor de 0,001. A maior média encontrada corresponde à quantidade de títulos (0,016) que foi também a que apresentou a maior amplitude de dispersão dos dados, como pode ser observado pela diferença entre o valor mínimo e o máximo e pelo desvio-padrão da série. Na situação contrária dentro destes mesmos aspectos (desvio-padrão e amplitude de dispersão), encontra-se a série composta pelos retornos dos valores de fechamento, com a menor variabilidade. Nota-se também que todas as quatro séries analisadas são leptocúrticas, pois possuem valores altos de curtose, o que indica uma curva de dados mais alta que a observada para a distribuição normal. A estatística de Jarque-Bera é responsável pela verificação da hipótese dos dados possuírem ou não uma distribuição normal. Como todos os p-valores encontrados foram iguais a zero, conclui-se que nas quatro séries em questão, rejeita-se a hipótese de que os valores presentes no estudo sigam uma distribuição normal.

Na Tabela 3 são exibidas as estatísticas de Ljung-Box. Nota-se que em todos os casos os p-valores encontrados foram inferiores ao nível de significância de 5% e, portanto, rejeita-se a hipótese nula de que os dados não possuam auto-correlação residual. Constatado isso, é necessária a utilização de uma modelagem que possa corrigir esse problema, estimando-se modelos ARIMA e, se necessário, aplicando-se a inserção de variáveis exógenas ou a metodologia ARCH/GARCH. De acordo com Bollerslev, Engle e Nelson (1994), esta metodologia se mostra bastante útil no ramo econométrico, devido à sua forma de ajuste da variância em função dos erros defasados, o que caracteriza uma capacidade de “aprendizado” ao longo do tempo relativo aos choques de volatilidade presentes em séries econômicas.

**Tabela 3: Testes de Ljung-Box para Verificação de Autocorrelação dos Dados**

|            | Estadística Q | p-valor |
|------------|---------------|---------|
| Títulos    | 486,53        | 0,000   |
| Volume     | 295,60        | 0,000   |
| Negócios   | 616,37        | 0,000   |
| Fechamento | 760,79        | 0,000   |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

A qualidade dos ajustes para os modelos considerados os melhores se baseou na verificação da ausência de auto-correlação residual, coeficientes estimados para as variáveis significativos, além de um critério de comparação de modelos conhecido como AIC (Critério de informação de Akaike). As funções de auto-correlação mensuram o comportamento da correlação entre os dados em relação às suas defasagens. Dado um processo estacionário  $Z_t$ , temos que FAC é definida como segue abaixo, na fórmula 6 (MORETTIN & TOLOI, 2004):

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)}, \text{ onde } \gamma(k) = Cov[Z(t); Z(t+k)] \quad [6]$$

A função de auto-correlação parcial, ou PACF, mede o comportamento da correlação entre as observações em relação às suas defasagens, removendo o efeito das observações intermediárias. Sua função é definida através da seguinte fórmula:

$$y_t = \phi_{k1} y_{t-1} + \phi_{k2} y_{t-2} + \dots + \phi_{kk} y_{t-k} \quad [7]$$

Já o critério de informação de Akaike, utilizado para comparação entre modelos que apresentem resultados satisfatórios é dado pela seguinte estrutura (expressa em função do seu logaritmo natural para melhor entendimento):

$$\ln AIC = \left( \frac{2k}{n} \right) + \ln \left( \frac{RSS}{n} \right) \quad [8]$$

Na fórmula acima, temos  $k$  como sendo o número de variáveis regressoras e  $RSS$  a soma de quadrados dos resíduos. Em relação à qualidade do ajuste, quanto menor o valor encontrado para o AIC, melhor é o ajuste do modelo.

O teste para a verificação da presença ou não de auto-correlação residual nos modelos após o ajuste foi o teste ARCH de multiplicador de Lagrange (ou ARCH LM), definido pela seguinte fórmula, segundo Bollerslev, Engle e Nelson (1994):

$$e_t^2 = \beta_0 + \left( \sum_{s=1}^q \beta_s e_{t-s}^2 \right) + v_t \quad [9]$$

Tem-se que  $e$  é o resíduo do modelo,  $t$  o tempo relativo ao erro analisado, e  $q$  a ordem de ajuste. Para que o resultado do teste indique boa qualidade no ajuste do modelo, é necessário que o  $p$ -valor seja superior ao nível de significância de 5%, de forma que a hipótese nula do teste de homocedasticidade dos resíduos não seja rejeitada, ou seja, não haverá evidências de auto-correlação residual.

Após a aplicação da metodologia ARIMA aos dados, seguida da inclusão das variáveis dummy relativas aos dias da semana e, por fim, da inserção da metodologia ARCH/GARCH, foram encontrados os modelos considerados como mais bem ajustados para as quatro séries de estudo. Para a série de quantidade de títulos, têm-se os seguintes dados (Tabela 4):

Nota-se que as variáveis que constituem a equação final do modelo ajustado na Tabela 4 representam uma componente média móvel de ordem 2 incompleta (por só apresentar o tempo 2, ausente da componente de 1ª ordem) integrado a uma componente auto-regressiva de ordem 2, acompanhado ainda de duas variáveis dummy (referentes à 2ª feira e 3ª feira) e, por fim, da equação da variância modelada por um ARCH de ordem 2 e GARCH de ordem 1.

Complementando a análise, obteve-se o p-valor de 0,771 para o teste ARCH de multiplicador de Lagrange no lag 1 e outros p-valores também superiores a 0,05 até o último lag testado, de número 36, indicando ausência de auto-correlação residual, já que houve rejeição da hipótese nula. Assim, os resíduos são homocedásticos e o valor de AIC encontrado para este modelo foi de 2,009.

**Tabela 4: Dados Relativos à Quantidade de Títulos**

| Variável                    | Coefficiente | Erro padrão | Estatística Z | p-valor |
|-----------------------------|--------------|-------------|---------------|---------|
| SEG                         | 0,142        | 0,037       | 3,826         | 0,000   |
| TER                         | -0,140       | 0,041       | -3,403        | 0,001   |
| AR(1)                       | -0,356       | 0,031       | -11,322       | 0,000   |
| AR(2)                       | 0,423        | 0,062       | 6,872         | 0,000   |
| MA(2)                       | -0,706       | 0,053       | -13,427       | 0,000   |
| <b>Equação da variância</b> |              |             |               |         |
| C                           | 0,001        | --          | --            | --      |
| RESID(-1) <sup>2</sup>      | 0,139        | 0,013       | 10,795        | 0,000   |
| RESID(-2) <sup>2</sup>      | -0,123       | 0,018       | -6,910        | 0,000   |
| GARCH(-1)                   | 0,982        | 0,005       | 184,044       | 0,000   |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

A próxima tabela, a Tabela 5, mostra os resultados encontrados para os dados relativos ao volume financeiro:

**Tabela 5: Dados Relativos ao Volume Financeiro**

| Variável                    | Coefficiente | Erro padrão | Estatística Z | p-valor |
|-----------------------------|--------------|-------------|---------------|---------|
| SEG                         | 0,107        | 0,017       | 6,482         | 0,000   |
| TER                         | -0,105       | 0,020       | -5,231        | 0,000   |
| QUA                         | -0,043       | 0,016       | -2,804        | 0,005   |
| QUI                         | -0,066       | 0,018       | -3,655        | 0,000   |
| SEX                         | 0,113        | 0,022       | 5,099         | 0,000   |
| AR(1)                       | 0,366        | 0,051       | 7,185         | 0,000   |
| MA(1)                       | -0,830       | 0,028       | -29,558       | 0,000   |
| <b>Equação da variância</b> |              |             |               |         |
| C                           | 0,060        | 0,007       | 8,820         | 0,000   |
| RESID(-1) <sup>2</sup>      | 0,160        | 0,045       | 3,508         | 0,001   |
| GARCH(-1)                   | -0,329       | 0,104       | -3,178        | 0,002   |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Como pode ser observado na Tabela 5, todos os dias da semana foram considerados variáveis significativas no ajuste do modelo final, seguidas ainda de um modelo ARMA(1,1) e de componentes ARCH/GARCH (1,1) com constante. Os testes relativos à verificação da auto-correlação residual (testes ARCH LM) apresentaram p-valores superiores ao nível de significância de 0,05 em todos os lags colocados sob prova (de 1 a 36), indicando evidências de homocedasticidade dos resíduos. Além disso, o valor encontrado para o critério de informação de Akaike foi de -0,147. A próxima série de dados que possui seu melhor modelo apresentado é a composta pela quantidade de negócios, cujos dados são apresentados na Tabela 6:

**Tabela 6: Dados Relativos à Quantidade de Negócios**

| Variável                    | Coefficiente | Erro padrão | Estatística Z | p-valor |
|-----------------------------|--------------|-------------|---------------|---------|
| SEG                         | 0,064        | 0,013       | 4,747         | 0,000   |
| TER                         | -0,053       | 0,016       | -3,321        | 0,001   |
| QUA                         | -0,045       | 0,014       | -3,257        | 0,001   |
| QUI                         | -0,047       | 0,013       | -3,598        | 0,000   |
| SEX                         | 0,088        | 0,016       | 5,442         | 0,000   |
| AR(1)                       | 0,490        | 0,050       | 9,855         | 0,000   |
| MA(1)                       | -0,877       | 0,021       | -41,373       | 0,000   |
| <b>Equação da variância</b> |              |             |               |         |
| C                           | 0,027        | 0,001       | 19,907        | 0,000   |
| RESID(-1) <sup>2</sup>      | 0,209        | 0,045       | 4,698         | 0,000   |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Novamente, a equação do melhor modelo ajustado para a série de estudo inclui todos os dias da semana como variáveis significativas. Dentro da modelagem ARIMA, as componentes ajustadas neste modelo foram as mesmas encontradas para o modelo de volume financeiro, ou seja, uma componente auto-regressiva de ordem 1 e outra média móvel de ordem 1, formando um ARMA(1,1). Já a modelagem da variância em função da metodologia ARCH/GARCH foi mais parcimoniosa e apresentou apenas uma componente ARCH de ordem 1 acompanhada de uma constante. Os testes de auto-correlação residual ARCH de multiplicador de Lagrange foram realizados até o lag 36, com resultados indicando homocedasticidade dos resíduos (ausência de auto-correlação) em todos eles. Já o valor AIC encontrado foi de -0,562. Concluindo a lista das quatro variáveis de estudo, foi ajustado a seguir o modelo relativo aos valores de fechamento diários do Ibovespa (Tabela 7):

**Tabela 7: Dados Relativos ao Modelo Ajustado para os Valores de Fechamento do Ibovespa**

| Variável                    | Coefficiente | Erro padrão | Estatística Z | p-valor |
|-----------------------------|--------------|-------------|---------------|---------|
| AR(1)                       | -0,817       | 0,131       | -6,247        | 0,000   |
| MA(1)                       | 0,759        | 0,147       | 5,149         | 0,000   |
| <b>Equação da variância</b> |              |             |               |         |
| C                           | 0,000        | 0,000       | 3,311         | 0,001   |
| RESID(-1) <sup>2</sup>      | 0,091        | 0,015       | 6,117         | 0,000   |
| GARCH(-1)                   | 0,888        | 0,018       | 50,702        | 0,000   |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Evidencia-se pelos resultados acima que este foi o modelo mais parcimonioso dentre os quatro exibidos, ou seja, o que necessitou de menos estimação de parâmetros nas variáveis para que o ajuste fosse satisfatório. Nenhuma variável dummy relativa aos dias da semana precisou ser inserida no modelo final. Neste caso, observa-se que uma modelagem ARMA (1,1) e outra ARCH/GARCH (1,1) ajustada para a variância foram suficientes para se chegar ao resultado final. Assim, a auto-correlação residual foi eliminada, como comprovam os p-valores superiores a 0,05 para os testes ARCH LM executados até o lag 36, enquanto a volatilidade dos dados (retornos) foi devidamente modelada. Finalmente, o valor encontrado para a estatística AIC foi de -5,040.

Para complementar a análise das séries, é importante que se estabeleça também um estudo relativo a um possível comportamento sazonal dos dados em relação aos dias da semana. Assim, pode-se definir se há alguma tendência de que os valores obtidos neste intervalo de tempo - aproximadamente três anos - apresentem índices mais positivos (ou Análise do Efeito Dia da Semana e das Modelagens ARCH/GARCH em Séries de Medidas de Liquidez...

negativos) em determinado(s) dia(s). Esta análise poderia ser estabelecida através dos coeficientes que acompanham cada variável dummy na equação de regressão do modelo final. No entanto, como foi necessária a transformação dos dados das séries em retornos para que o ajuste ARCH/GARCH em função da volatilidade fosse mais eficiente, a análise da sazonalidade em função dos coeficientes se torna inviável (dado que o retorno é o logaritmo natural de uma divisão entre os dados do presente dia e do dia anterior). Para contornar este problema sem a necessidade de um novo ajuste de modelo para cada série, foram calculadas estatísticas descritivas (para cada dia da semana) que auxiliam na verificação de um possível comportamento sazonal de forma mais objetiva e observacional. Estas estatísticas são exibidas nas Tabelas 8 a 11, sendo importante ressaltar que os dados foram transformados em uma escala logarítmica para facilitar a interpretação, uma vez que os valores originais compreendiam índices muito elevados.

**Tabela 8: Estatísticas Descritivas em Função dos Dias da Semana (Quantidade de Títulos)**

|         | <b>Média</b> | <b>Desvio-padrão</b> | <b>Mediana</b> | <b>Mínimo</b> | <b>Máximo</b> |
|---------|--------------|----------------------|----------------|---------------|---------------|
| Segunda | 23,126       | 1,090                | 23,107         | 20,650        | 25,834        |
| Terça   | 23,192       | 1,120                | 23,183         | 20,575        | 26,025        |
| Quarta  | 23,286       | 1,103                | 23,356         | 21,151        | 26,185        |
| Quinta  | 23,076       | 1,175                | 23,234         | 20,756        | 25,837        |
| Sexta   | 23,073       | 1,084                | 23,157         | 21,017        | 25,630        |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Observa-se pelos dados da Tabela 8 que os menores valores médios encontrados pertencem aos dias de quinta e sexta-feira, seguidos dos valores relativos à segunda-feira. No entanto, observa-se ainda que as medianas com os menores índices correspondem à segunda e sexta-feira, mostrando que a concentração dos dados nestes dois dias se encontram num patamar inferior. Já a quarta-feira apresenta um perfil oposto tanto para a média quanto para a mediana, além de apresentar o maior valor de toda a massa de dados. Como a mediana é uma medida de observação direta bastante útil na verificação de sazonalidades, conclui-se que os dias de segunda-feira e sexta-feira são aqueles com a menor quantidade de títulos negociados, enquanto a quarta-feira apresenta o maior índice neste mesmo aspecto.

**Tabela 9: Estatísticas Descritivas em Função dos Dias da Semana (Volume Financeiro)**

|         | <b>Média</b> | <b>Desvio-padrão</b> | <b>Mediana</b> | <b>Mínimo</b> | <b>Máximo</b> |
|---------|--------------|----------------------|----------------|---------------|---------------|
| Segunda | 22,094       | 0,339                | 22,180         | 21,052        | 22,810        |
| Terça   | 22,213       | 0,282                | 22,263         | 21,372        | 22,923        |
| Quarta  | 22,336       | 0,349                | 22,316         | 21,113        | 23,270        |
| Quinta  | 22,227       | 0,311                | 22,263         | 20,954        | 23,020        |
| Sexta   | 22,180       | 0,341                | 22,215         | 20,764        | 23,084        |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 9, ao se analisar o volume financeiro, as médias e medianas fornecem informações de um padrão bastante semelhante ao já encontrado para a série de quantidade de títulos negociados. Nota-se novamente o perfil de valores mais baixos para a segunda e sexta-feira com aquecimento do volume ao longo da semana, atingindo seu ápice na quarta-feira e decaindo a partir de quinta-feira. O maior valor de volume financeiro encontrado ao longo das semanas em todo o período analisado pertence novamente a um dia de quarta-feira, enquanto o menor é referente a uma segunda-feira.

**Tabela 10: Estatísticas Descritivas em Função dos Dias da Semana (Quantidade de Negociações)**

|         | <b>Média</b> | <b>Desvio-padrão</b> | <b>Mediana</b> | <b>Mínimo</b> | <b>Máximo</b> |
|---------|--------------|----------------------|----------------|---------------|---------------|
| Segunda | 11,932       | 0,532                | 11,957         | 10,548        | 12,779        |
| Terça   | 12,031       | 0,503                | 12,086         | 10,845        | 12,974        |
| Quarta  | 12,096       | 0,495                | 12,153         | 10,811        | 13,019        |
| Quinta  | 12,030       | 0,495                | 12,103         | 10,922        | 12,862        |
| Sexta   | 11,987       | 0,503                | 12,022         | 10,865        | 13,003        |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 10, observa-se que a quantidade de negociações realizadas não foge aos perfis já observados anteriormente para as séries de volume financeiro e quantidade de títulos negociados. Os menores índices, tanto em média quanto em mediana e em valores brutos, pertencem à segunda-feira e os maiores à quarta-feira. A sexta-feira aparece novamente como um dia de pouca movimentação, ainda levemente superior à segunda-feira e os dias de terça e quinta-feira se comportam como setores intermediários entre os pontos extremos da semana (de ápice e queda).

**Tabela 11: Estatísticas Descritivas em Função dos Dias da Semana (Fechamento Diário)**

|         | <b>Média</b> | <b>Desvio-padrão</b> | <b>Mediana</b> | <b>Mínimo</b> | <b>Máximo</b> |
|---------|--------------|----------------------|----------------|---------------|---------------|
| Segunda | 10,896       | 0,200                | 10,919         | 10,290        | 11,204        |
| Terça   | 10,898       | 0,198                | 10,929         | 10,416        | 11,205        |
| Quarta  | 10,899       | 0,200                | 10,928         | 10,416        | 11,200        |
| Quinta  | 10,900       | 0,199                | 10,932         | 10,384        | 11,183        |
| Sexta   | 10,900       | 0,199                | 10,941         | 10,350        | 11,195        |

**Nota.** Fonte: Elaborado pelos autores.

Observe que, na Tabela 11 os valores que compõem o fechamento diário da bolsa apresentam um padrão levemente diferente dos encontrados para os demais índices analisados. Verifica-se no caso desta série uma variabilidade menos acentuada e valores de média e mediana entre os dias da semana mais próximos e menos díspares. Ainda sim, mesmo que em menor escala, mantém-se o perfil semanal que tem a segunda-feira com os menores valores médios e de mediana encontrados. Porém, constata-se a partir daí um aspecto praticamente estável, mas ainda sim crescente ao longo da semana, tendo a sexta-feira com uma concentração de dados num índice superior aos encontrados para os outros dias. Ressalta-se, no entanto, que pelo fato de estas estatísticas apresentarem valores tão próximos, qualquer teste efetuado com maior rigor analítico, não apenas em caráter observacional, poderia apresentar evidências de igualdade entre os valores médios.

## 5 – Considerações Finais

O objetivo deste estudo foi modelar séries com características de alta volatilidade e quebra estrutural, além de verificar a existência de padrões sazonais em função do dia da semana no mercado acionário brasileiro. De uma forma geral, através da revisão da literatura, foi observado que os estudos sobre o efeito dia de semana se concentram na utilização de dados de cotações diárias dos índices. Neste artigo, foram ainda pesquisados a quantidade de títulos, volume financeiro e quantidade de negócios realizados (medidas de liquidez), utilizados também por Ceretta, Vieira e Milach (2008). Desta forma, a proposta foi modelar séries com características de alta volatilidade e quebra estrutural e verificar a presença do efeito dia da semana no mercado de ações brasileiro, analisando não apenas os retornos, mas também a liquidez e a volatilidade das ações. O período considerado para o estudo foi de janeiro de 2007 a abril de 2010, totalizando 855 observações diárias.

Análise do Efeito Dia da Semana e das Modelagens ARCH/GARCH em Séries de Medidas de Liquidez...

Ao se analisar os resultados obtidos pelos melhores modelos exibidos para as séries de interesse, verificou-se que as quatro séries ajustadas apresentaram resultados bastante satisfatórios em relação à qualidade do seu ajuste e às estatísticas residuais. Comprovou-se que a utilização da modelagem ARCH/GARCH para uma série econômica de retornos é bastante eficiente no aspecto do acompanhamento da volatilidade da série, em função dos erros de sua variância. Isto pode ser observado nos excelentes resultados encontrados para todos os testes de auto-correlação residual realizados até o lag 36, que indicaram sempre homocedasticidade dos resíduos. Outra indicação da qualidade do ajuste da metodologia ARCH/GARCH fica evidenciada na modelagem relativa ao fechamento dos valores diários, em que a inclusão de variáveis dummy relativas aos dias da semana não se mostrou necessária para que os resultados fossem satisfatórios. Fato semelhante ocorreu também no ajuste da série relativa às quantidades de títulos, em que apenas os dias “segunda-feira” e “terça-feira” se mostraram úteis na modelagem final dos dados.

Portanto, em relação à modelagem ARCH/GARCH, observou-se que sua utilização, como sugere a literatura, se mostra bastante eficiente no aspecto de captação da volatilidade ao longo do tempo e acompanhamento de choques de assimetria nos dados. Os modelos encontrados atenderam às condições de parcimoniosidade dentro do limite possível e de eliminação da auto-correlação residual em todos os instantes de tempo testados. No entanto, a transformação dos dados em retornos impossibilitou a verificação de uma possível sazonalidade semanal presente nas séries que indicasse valores maiores ou menores repetidamente para um ou mais dias da semana especificamente. Para realizar uma análise complementar focada neste aspecto, utilizou-se estatísticas descritivas que dão uma idéia dos valores médios e da concentração (ou dispersão) da massa de dados. Concluiu-se que, em relação à sazonalidade semanal, há um ciclo que se repete de forma praticamente semelhante em todas as séries analisadas, comprovando a suspeita de existência de um comportamento sazonal, o que pode ser ratificado pelos valores encontrados para as medianas de cada conjunto de dados.

Em relação ao conjunto de dados relativos à quantidade de títulos negociados, concluiu-se que os dias de segunda-feira e sexta-feira são aqueles com a menor quantidade de títulos negociados, enquanto a quarta-feira apresenta o maior índice neste mesmo aspecto. Quanto ao volume financeiro, o maior valor de volume financeiro encontrado ao longo das semanas em todo o período analisado pertence novamente a um dia de quarta-feira, enquanto o menor é referente a uma segunda-feira. No que se refere à quantidade de negociações realizadas, a sexta-feira aparece novamente como um dia de pouca movimentação, ainda levemente superior à segunda-feira. E os dias de terça e quinta-feira se comportam como setores intermediários entre os pontos extremos da semana (de ápice e queda). Estes resultados, relativos às medidas de liquidez (quantidade de títulos, volume financeiro e quantidade de negócios realizados), corroboram os resultados encontrados por Ceretta, Vieira e Milach (2008), tendo em vista que também observaram baixa liquidez no primeiro e último dia da semana (segunda e sexta-feira) e maior liquidez na quarta-feira.

Quanto ao fechamento do Ibovespa, apresentou-se um padrão levemente diferente dos encontrados para os demais índices analisados. Verifica-se no caso desta série uma variabilidade menos acentuada e valores de média e mediana entre os dias da semana mais próximos e menos díspares. Observou-se então, a respeito da sazonalidade em função dos dias da semana, um comportamento praticamente padrão para todas as séries analisadas. A segunda-feira se apresenta como um dia menos movimentado, com menores índices de negociações e volume financeiro, observando conseqüentemente um aspecto crescente na terça-feira, sendo o ápice atingido na quarta-feira. O meio da semana acaba se caracterizando pelo dia de maior movimentação, valores e negociações. A partir daí, estabelece-se novamente um padrão decrescente, com a quinta-feira atuando como um dia intermediário

deste processo, que atinge novamente seu patamar inferior na sexta-feira, embora com valores geralmente um pouco maiores que os verificados para a segunda-feira.

Para pesquisas posteriores, sugere-se investigar se as anomalias reportadas nos estudos sobre o efeito dia de semana são válidas para ativos individuais. Outro caminho possível seria o de tentar identificar os fatores que determinam estas anomalias.

## Referências

APOLINARIO, R. M. C.; SANTANA, O. M.; SALES, L. J.; CARO, A. R. Day of the Week Effect on European Stock Markets. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 2, 53-70, 2006.

AGRAWAL, A.; TANDON, K. Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 13, p. 83-106, 1994.

BAMPI, Rodrigo Eduardo; COLOMBO, Jefferson Augusto; BARCELLOS, Paulo Fernando Pinto. Sazonalidades no Mercado de Capitais: Rendimentos Anormais Relacionados a Eventos do Calendário nas Bolsas de Valores Brasileira e Norte-Americana. **Revista INGEPRO**. Vol. 2, No 2, Fevereiro/2010.

BAYAR, A.; KAN, O. B. Day of the Week Effects: Recent Evidence from Nineteen Stock Markets. **Central Bank Review**, v.2, 77-90, 2002.

BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; NELSON, D. B. ARCH models. In: ENGLE, R. F.; MACFADDEN, D. L. (Ed). **Handbook of Econometrics**. Amsterdam: North-Holland, 1994. v.4, cap. 49, p.2959-3038.

BONE, R. B.; RIBEIRO, E. P. Eficiência Fraca, Efeito Dia-da-Semana e Efeito Feriado no Mercado Acionário Brasileiro: Uma Análise Empírica Sistemática e Robusta, **Revista de Administração Contemporânea**, v.6, n.1, p. 19-37, jan/abr, 2002.

BOX, G. E. P., JENKINS, G.M., & REINSEL G.C. **Times series analysis: Forecasting and Control**. Revised edn. San Francisco: Holden-Day. 1976.

BRUNI, A. L. ; FAMÁ, R. Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidências. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v.1, nº7, 2º TRIM./98.

CERETTA, P. S. ; COSTA Jr., N. C. A. Particularidades do mercado financeiro latino-americano. **RAE – Revista de Administração de Empresas**. São Paulo, v. 41, n.2. Abr./Jun. 2001. P.72-77.

CERETTA, P. S.; VIEIRA, K. M.; MILACH, F. Efeito Dia-da-Semana no Mercado Brasileiro: Uma Análise Sob a ótica da Liquidez, do Retorno e da Volatilidade. **Anais do XXXII Enanpad**, 2008.

COSTA Jr., N. C. A. Sazonalidades do Ibovespa. **Revista de Administração de Empresas**, v. 30, n.3, p.79-84, 1990.

COSTA Jr., N. C. A., CERETTA, P. S. Efeito dia da semana: evidência na América Latina. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v.8, n.14, p. 27-35, 2000.

CROSS, F. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. **Financial Analyst Journal**, November-December, p. 67-69, 1973.

DUBOIS, M.; LOUVET, P. The day-of-the-week: The international evidence. **Journal of Banking & Finance**. V. 20, P.1463-1484, November 1996.

FAJARDO, J. ; PEREIRA, R. Efeitos sazonais no Índice Bovespa. **Brazilian Business Review**. V. 5, nº. 3, Vitória – ES, Set-Dez 2008. P. 244-254

FAMA, E.F. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v.5, p.383-417, 1970.

FAMÁ, R. ; CIOFFI, P. L. de M. ; COELHO, P. A. R. Contexto das finanças comportamentais: anomalias e eficiência do mercado de capitais brasileiro. **Revista de Gestão da USP**, São Paulo, v.15, n.2, p. 65-78, abril/junho 2008.

FRENCH, K. R. Stock returns and the week effect. **Journal of Financial Economics**, v.8, p. 55-69, 1980.

GIBBONS, M., HESS, P. Day of the week effects and asset returns. **Journal of Business**, v.54, p. 579- 596, 1981.

KENDALL, M.G. The analysis of economic time-series. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 96, p.11-25, 1953.

LAKONISHOK, J., LEVI, M. Weekend effect in stock return: a note. **Journal of Finance**, v.37, p. 883- 889, 1982.

LEMGRUBER, E.F.; BECKER, J.L.; CHAVES, T.B.S. O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. **Anais da XII Reunião Anual da ANPAD**, Natal, 1988.

MONTGOMERY, D. C. & PECK, E. A., **Introduction to linear regression analysis**. New York, John Wiley & Sons, Inc. 1992.

MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M., **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Edgard Blucher. 2004.

MORETTIN, P.A. , **Econometria Financeira** – Um curso em séries temporais financeiras. ABE, 2006.

NETO, A.A. **Mercado Financeiro**. 7 ed. São Paulo: Editora Atlas, 2006.

OSBORNE, M. Periodic structure in the brownian motion of stock prices. **Operations Research**, v.10, p. 267-290, 1962.