

## Efeito Dia-da-Semana no Mercado Brasileiro: Uma Análise Sob a Ótica da Liquidez, do Retorno e da Volatilidade

Autoria: Paulo Sergio Ceretta, Kelmara Mendes Vieira, Felipe Milach

### Resumo

Este estudo tem como objetivo verificar a presença do efeito dia-da-semana no mercado de ações brasileiro, analisando o comportamento dos retornos, da volatilidade e da liquidez, esta última, mensurada através de três medidas: quantidade de negócios, quantidade de títulos e volume financeiro. O período considerado para o estudo foi de dezembro de 1999 a dezembro de 2006, totalizando 1736 observações diárias. A partir da estimação de modelos de regressão com variáveis *dummy* buscou-se verificar a presença de comportamentos sazonais diários. Em relação às medidas de liquidez, verificou-se um comportamento sazonal ao longo da semana, apresentando baixa liquidez na segunda-feira, seguido de um considerável aumento na terça e na quarta-feira, e uma nova redução na quinta e sexta-feira. Para o retorno, quarta-feira revelou uma rentabilidade média positiva estatisticamente significativa, para os demais dias o retorno médio pode ser considerado nulo. O comportamento da volatilidade mostrou-se bastante semelhante ao longo da semana, revelando coeficientes positivos e significativos para todos os dias da semana. Cabe destacar que a volatilidade média da quarta-feira (único dia com retornos significativos) não se diferencia da volatilidade média dos demais dias da semana.

### 1. Introdução

A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) é considerada um dos pilares de sustentação da chamada Moderna Teoria de Finanças. Na definição clássica, Fama (1970) caracterizou um mercado eficiente como aquele cujos preços sempre refletem totalmente as informações disponíveis. Em relação ao comportamento dos preços, Fama (1991) afirma que estes seguem o chamado caminho aleatório (*random walk*), não sendo possível, portanto, que os agentes criem mecanismos para a obtenção de lucros anormais em períodos de tempo pré-determinados. Assim, sendo o comportamento dos preços de acordo com um passeio aleatório, é natural que suas variações sejam imprevisíveis.

No entanto, nas últimas décadas, diversos estudos realizados têm questionado a validade da HME quanto ao comportamento dos retornos. Pesquisas acabaram verificando a existência de diversas anomalias nos mercados. Uma das anomalias encontradas pelos pesquisadores é o chamado efeito dia-da-semana, onde é evidenciado um comportamento anormal por parte dos retornos dos ativos de acordo com o dia da semana analisado.

Podem ser citados os trabalhos pioneiros de Osborne (1962), Cross (1973) e French (1980) que verificaram a presença de anormalidades nos retornos médios diários do índice norte-americano S&P 500. No Brasil destacam-se os trabalhos de Costa Jr. (1990), Bone e Ribeiro (2002) e Costa Jr. e Ceretta (2000), estes últimos avaliaram, além do Brasil, a presença do efeito dia da semana para outros cinco países latino-americanos.

Os estudos sobre o efeito dia-da-semana, na sua maioria, procuram verificar a influência deste no comportamento dos retornos das ações. No entanto é evidente que este não é o único aspecto relevante do mercado financeiro. Há um consenso entre os pesquisadores e os profissionais da importância da liquidez para o mercado financeiro. Assim como acontece com o estudo do retorno das ações, um aumento do grau de compreensão do comportamento da liquidez pode levar a um melhor entendimento do mercado financeiro.

Dessa forma o presente estudo se propõe 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. Para mensurar a liquidez optou-se pela utilização de três medidas: quantidade de negócios, quantidade de títulos e volume financeiro.

O presente artigo está estruturado em quatro seções além desta introdução. A seção dois refere-se à revisão de literatura, que aborda três tópicos principais: a Hipótese dos Mercados Eficientes, o efeito dia-da-semana e as características da liquidez no mercado de ações. A seção três trata dos procedimentos metodológicos utilizados na pesquisa. Os resultados obtidos são expostos na quarta seção. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais.

## 2. Revisão de literatura

Juntamente com a Teoria do Portfólio, desenvolvida por Markowitz (1952, 1959), e o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM) proposto inicialmente por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), a Hipótese dos Mercados Eficientes é considerada um dos pilares de sustentação da Moderna Teoria de Finanças.

A HME foi proposta por Fama (1970) e caracteriza um mercado eficiente como aquele cujos preços sempre refletem totalmente as informações disponíveis, ou seja, qualquer informação nova e importante é prontamente assimilada pelos preços. Essas informações novas não podem ser deduzidas de informações anteriores, sendo independentes ao longo do tempo (COSTA JR. *et. al.* 2006). Assim, em um mercado eficiente, as variações nos preços dos ativos se comportam de forma aleatória, impedindo, dessa forma, que os agentes criem estratégias que permitam lucros anormais no curto prazo.

No entanto, desde a sua criação a HME tem sido alvo de muitas críticas. Nas últimas décadas, diversos estudos realizados têm questionado a validade da HME quanto ao comportamento dos retornos. Pesquisas acabaram verificando a existência de sazonalidades, ou anomalias, nos mesmos. Costa Jr. *et. al.* (2006) apontam, entre outros, o efeito dia-da-semana, o efeito mês do ano, o efeito tamanho e o efeito sobre reação.

O efeito dia-da-semana se caracteriza por um comportamento anormal por parte dos retornos de acordo com o dia da semana analisado. De acordo com a HME, os retornos gerados durante os dias úteis, independente do dia da semana, deveriam ser idênticos. No entanto diversos autores encontraram evidências empíricas que vão ao encontro à HME.

Osborne (1962), analisando os retornos médios do índice norte-americano S&P 500, encontrou evidências empíricas que apontavam os retornos de segunda-feira com sendo significativamente mais baixos do que os retornos de sexta-feira. Cross (1973) e French (1980) também analisaram o mesmo índice e encontraram resultados semelhantes. Considerando uma amostra de 30 ações presentes no índice Dow Jones, Gibbons e Hess (1981) verificaram que as segundas-feiras apresentavam retornos médios negativos, fato que não se verificava para os outros dias da semana.

Lakonishok e Levi (1982) analisado os retornos os índices CRSP *equally weighted* e CRSP *value weighted*, para o período de julho de 1966 a dezembro de 1979, também encontraram resultados semelhantes. Segundo os autores, os 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. Analisando o comportamento dos índices CRSP *equally*

*weighted*, NYSE e S&P500, Abraham e Ikenberry (1994) afirmam que nas sextas-feiras a média dos retornos é negativa e nas segundas-feiras tal média é quase negativa. Por outro lado, quando o retorno da sexta-feira é positivo, a segunda-feira posterior tem média de retorno positivo. Esta relação é mais forte do que para qualquer outro par dos dias de negociação e é mais saliente nas pequenas e médias empresas.

Ainda em relação ao mercado dos EUA, Wang *et. al.* (1997) avaliaram a presença do que os mesmos denominaram como efeito segunda-feira, analisando os índices NYSE, Nasdaq e S&P500 durante o período de 1962 até 1993. Os autores encontraram evidências que apontam que grande parte do efeito segunda-feira é causada nas segundas-feiras da quarta e quinta semana de cada mês.

Estudando o comportamento de grandes mercados internacionais (EUA, Reino Unido, Japão, etc), Jaffe e Westerfield (1985) concluíram que os investidores enfrentam a presença de retornos atípicos nas segundas-feiras não somente nos EUA. Por outro lado, para alguns mercados da Ásia meridional, terça-feira foi o dia que revelou retornos médios significativamente menores que a média dos dias da semana. Duboit e Louvet (1996) examinaram a presença do efeito dia-da-semana em onze índices de nove países, durante os anos de 1969 até 1992. Os resultados apontaram que, para nove índices, os retornos negativos na segunda-feira, são compensados pelos retornos positivos anormais na quarta-feira, as exceções foram os índices japonês e australiano. Os autores ainda destacam a presença de baixos volumes de negociações na segunda-feira, sugerindo que os investidores institucionais são menos ativos neste dia. Neste caso, o efeito do dia da semana está relacionado com a inelasticidade da demanda.

Em relação ao contexto europeu, Solnik e Bousquet (1990), analisando a bolsa de valores de Paris, identificaram a presença de retornos médios negativos e persistentes para as terças-feiras. Bayar e Kan (2002) analisaram o comportamento diário dos índices de 19 países europeus, onde, 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. Apolinario *et. al.* (2006) utilizando cotações diárias de julho de 1997 até março de 2004 para os índices de mercado de 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.

Costa Jr. e Ceretta (2000) analisaram o comportamento dos retornos para o mercado latino-americano. Considerando o período de janeiro de 1994 a junho de 1999, os autores encontraram evidências empíricas da existência do efeito dia-da-semana para o Peru e a Venezuela, onde se encontram variações negativas nos índices de preços nas segundas-feiras e positivas nas sextas-feiras.

No Brasil, Costa Jr. (1990), usando cotações diárias do Ibovespa para o período de janeiro de 1986 a março de 1989, verificou a existência de retornos significativamente menores nas segundas-feiras e maiores nas quartas e sextas-feiras. Bone e Ribeiro (2002) trabalhando com 38 ações pertencentes ao Ibovespa e analisando o período de janeiro de 1996 a dezembro de 1998, apontaram como resultado mais relevante a diferença significativa para os retornos de terça-feira em relação à segunda-feira. Os autores partem para uma interpretação política dos resultados, indicando que o retorno positivo diferenciado na terça-feira pode estar associado à efetiva participação parlamentar no Congresso Nacional Brasileiro, evidenciando o que Bone e Ribeiro (2002) chamam de efeito Brasília.

No entanto, como é possível verificar, todos os estudos supracitados procuraram verificar a existência de anomalias de mercado, no caso o efeito dia da semana, a partir da análise dos retornos, não abordando outros componentes fundamentais do mercado de ações, como a liquidez e a volatilidade dos ativos dos ativos.

### 3. Aspectos metodológicos

Em relação à liquidez, tendo em vista o seu caráter multidimensional, onde uma única medida é incapaz de abarcar todas as suas dimensões, optou-se por utilizar três medidas de liquidez descritas na literatura, cujos dados estão disponíveis para o mercado brasileiro no período estudado: quantidade de títulos, volume financeiro e quantidade de negócios.

O teste da presença do efeito dia-da-semana nos retornos foi realizado a partir da análise dos valores de fechamento do Ibovespa. Os valores diários, obtidos através do banco de dados da Economática®, foram calculados a partir da soma de cada uma das variáveis para cada uma das ações de empresas brasileiras, classificadas como ativas no dia 19 de dezembro de 2006, negociadas na Bovespa. Dessa forma, os retornos foram definidos como:

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

Na equação [1],  $P_t$  é cotação de fechamento do Ibovespa no dia indicado e  $P_{t-1}$  é a cotação de fechamento do Ibovespa no dia anterior. O mesmo procedimento também foi adotado para as medidas de liquidez. O período considerado para o estudo foi de 23 de dezembro de 1999 a 19 de dezembro de 2006, totalizando 1736 observações. A verificação da presença de retornos ou liquidez anormais nos dias da semana foi realizada a partir da utilização de uma equação de regressão com variáveis *dummy*:

$$r_{it} = \sum_{j=1}^5 \beta_j d_{j,t} + \varepsilon_t. \quad [2]$$

Em [2],  $r_{it}$  representa o retorno do Ibovespa no período  $t$  e  $\beta_j$  corresponde ao retorno médio do Ibovespa no dia da semana  $j$ . Os  $d$  correspondem as variáveis *dummy*, que assumem valores de zero (0) ou um (1). Por exemplo, para o segunda-feira tem-se  $d_1=1$  e  $d_2, d_3, \dots, d_5=0$ . O termo  $\varepsilon_t$ , por sua vez, corresponde ao erro aleatório. Para as medidas de liquidez, as regressões foram estimadas de maneira semelhante, assim tem-se:

$$l_{it} = \sum_{j=1}^5 \beta_j d_{j,t} + \varepsilon_t. \quad [3]$$

Em [3],  $l_{it}$  corresponde ao valor obtido para a medida de liquidez  $i$  no período  $t$  e  $\beta_j$  corresponde ao da variação média desta medida no dia da semana  $j$ . Novamente, os  $d$  correspondem as variáveis *dummy*, que assumem valores de zero (0) ou um (1).

A hipótese nula ( $H_0$ ), nas equações [2 e 3], corresponde a  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$ , ou seja, não diferença, estatisticamente significativa, para as médias de retornos/medidas de liquidez entre os dias da semana. A hipótese alternativa ( $H_1$ ) corresponde a  $H_1 : \beta \neq 0$  para, pelo

menos, um  $\beta$ . Tais hipóteses foram testadas através da análise do valor apresentado pelo teste t, revelado a partir da estimação dos coeficientes estimados pelas equações [2] e [3].

#### 4. Resultados obtidos

A soma das medidas de liquidez da amostra composta pelas ações das empresas brasileiras classificadas como ativas no dia 19 de dezembro de 2006, bem como a evolução dos preços apresentados pelo Ibovespa, ao longo do período analisado são expostos nos gráficos presentes na Figura 1. Todos os valores estão logaritmizados.

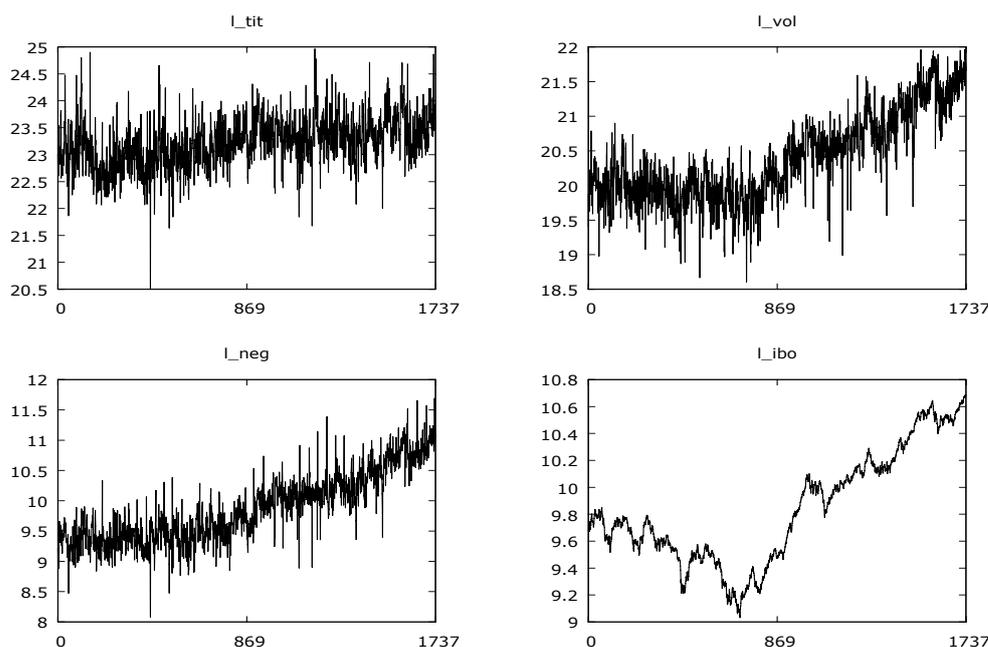


Figura 1 – Evolução em nível do logaritmo dos títulos, volume, negócios e preço do ibovespa.  
Fonte: Elaborado pelos autores.

Buscando evitar o possível problema da não-estacionariedade das séries, optou-se pela aplicação de testes de raízes unitárias e estacionariedade. Cabe destacar que a estimação de modelos de regressão a partir de séries não-estacionárias pode gerar o problema conhecido como regressões espúrias, onde apesar da estimação de coeficientes estatisticamente significantes, indicados pelos testes  $t$  e  $F$ , e do elevado valor do coeficiente de determinação ( $r^2$ ), as relações expressas entre as variáveis dependente e independente(s) não são verdadeiras.

No presente estudo optou-se pela utilização de dois testes de estacionariedade: o teste de Dickey-Fuller ampliado (ADF), proposto por Said e Dickey (1984), e o teste KPSS, de Kwiatkowski *et. al.* (1992), os resultados são apresentados na Tabela 1. O uso de dois se justifica pelo fato do ADF ser um teste paramétrico, enquanto o KPSS é um teste não-paramétrico. O teste ADF envolve a estimação da seguinte equação:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum \Delta Y_{t-1} + a_t. \quad [4]$$

Na equação [4], testa-se a hipótese nula ( $H_0$ ) de que  $\delta = 0$ , ou seja, se  $\delta = 0$  a série analisada tem raiz unitária, ou seja, é não-estacionária. Alternativamente pode-se estimar o teste ADF incluindo-se uma constante na sua equação, dessa forma:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum \Delta Y_{t-1} + a_t. \quad [5]$$

O teste KPSS, por outro lado, tem como hipótese nula a estacionariedade da série. Se os valores observados no teste forem maiores do que os valores críticos tabulados em Kwiatkowski *et al.* (1992) rejeita-se  $H_0$ , ou seja, a série é não-estacionária, caso contrário se aceita  $H_0$ , indicando que a série é estacionária.

Tabela 1 – Testes de estacionariedade para as séries analisadas, em nível e em primeira diferença

Variável	Modelos	P-valor ADF*		Estatística KPSS**	
		Nível	Diferença	Nível	Diferença
Títulos	Sem constante	0,716	0,000	7,252	0,004
	Com constante	-	0,000	-	-
Volume	Sem constante	0,838	0,000	12,719	0,012
	Com constante	0,286	0,000	-	-
Negócios	Sem constante	0,854	0,000	14,123	0,007
	Com constante	0,390	0,000	-	-
Ibovespa	Sem constante	0,951	0,000	11,235	0,340
	Com constante	0,968	0,000	-	-

\* ADF = Teste Dickey-Fuller Aumentado de ordem 10;

\*\*Valores críticos teste KPSS, lag 10 (5% = 0,463; 1 % = 0,739).

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 1 expõe os resultados obtidos para os testes ADF e KPSS para as séries, em nível e em primeira diferença. Os resultados confirmaram a presença de raízes unitárias para todas as séries em nível, por outro lado, ambos os testes apontaram a ausência de raízes unitárias para todas as séries, em primeira diferença (para as medidas de liquidez de maneira idêntica), indicando, dessa forma, que as séries analisadas são estacionárias, em primeira diferença. As primeiras diferenças são ilustradas na Figura 2.

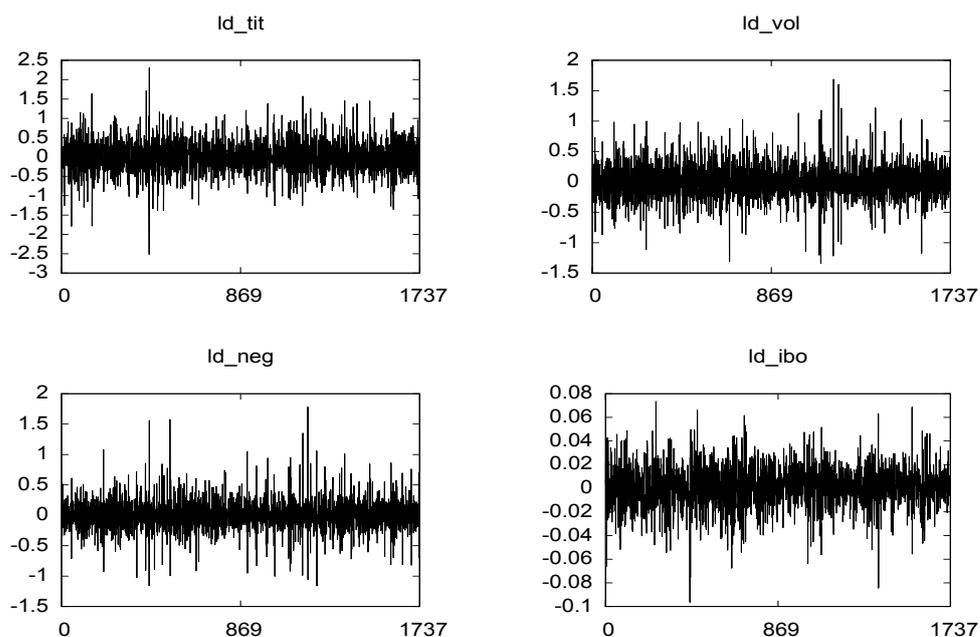


Figura 2 – Evolução das primeiras diferenças das variáveis analisadas.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Depois de resolvido o problema da estacionariedade das series, foram inicialmente calculadas as estatísticas descritivas, bem como o teste de normalidade de Jarque e Bera (1980) para o retorno e para a variação das três medidas de liquidez consideradas no estudo. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas para o retorno e a variação das medidas de liquidez consideradas

Estatística	Varição na Quantidade de Títulos	Varição no Volume Financeiro	Varição na Quantidade de Negócios	Retorno do Ibovespa
Média	0,000	0,001	0,001	0,001
Mínimo	-2,511	-1,338	-1,158	-0,096
Máximo	2,312	1,685	1,779	0,073
Desvio Padrão	0,433	0,310	0,273	0,019
Assimetria	0,034	0,216	0,393	-0,226
Excesso de Curtose	1,864	2,256	4,188	1,150
Jarque-Bera*	251,6	381,7	1313,5	110,5

\* Segundo o indicado em tabelas estatísticas  $\chi^2$ , ao nível de 5% e para 2 g.l., o valor crítico para o teste de Jarque-Bera é 5,99.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação aos resultados obtidos, tem-se a média de 0,001 para o volume financeiro, para a quantidade de negócios e para o retorno do Ibovespa. A variação na quantidade de títulos apresentou o maior valor para o desvio padrão, 0,433. Os valores encontrados para assimetria foram positivos para as variações nas três medidas de liquidez e negativo para o retorno do Ibovespa, indicando que apenas para este último, a cauda da distribuição é mais alongada à esquerda da ordenada máxima.

Todas as medidas de liquidez valores positivos para o excesso de curtose das suas variações, indicando que a curva de distribuição dos mesmos é mais alta do que uma distribuição normal. Por fim, o teste Jarque-Bera apontou a rejeição da hipótese nula de normalidade para todas as séries estudadas, indicando que as mesmas não se distribuem de acordo com uma distribuição normal.

Buscou-se verificar a presença de autocorrelação nas séries, através dos testes de Box e Pierce (1970) e Ljung e Box (1978). Os resultados estão expostos na Tabela 3. Os testes Box-Pierce e Ljung-Box têm como hipótese nula ( $H_0$ ) a ausência de correlação serial nos dados. No caso das séries analisadas, ambos os testes indicaram a rejeição de  $H_0$ , a um nível de 1% de significância, para todas as séries analisadas.

Tabela 3 – Testes Box-Pierce e Ljung-Box para as séries analisadas

	Box-Pierce		Ljung-Box	
	Estatística Q	p-valor	Estatística Q	p-valor
Varição Quantidade de Títulos	429,032	0,000 **	429,774	0,000 **
Varição Volume Financeiro	1.379,195	0,000 **	1.381,580	0,000 **
Varição Quantidade de Negócios	1.262,164	0,000 **	1.264,346	0,000 **
Retorno Ibovespa	1.725,899	0,000 **	1.728,883	0,000 **

\*\* , indica significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Verificada a presença de autocorrelação para todas as séries, optou-se por seguir o sugerido pela metodologia de Box e Jenkins (1978), ou seja, a estimação de modelos de ajuste pertencentes à família ARIMA, para que o problema da autocorrelação pudesse ser corrigido. A família de modelos ARIMA é composta, basicamente, por modelos auto-regressivos (AR

( $p$ )), modelos de média móvel (MA( $q$ )), modelos auto-regressivos de média móvel (ARMA( $p,q$ )) e modelos auto-regressivos integrados de média móvel (ARIMA ( $p,d,q$ )).

Também foram avaliadas a função de autocorrelação (ACF) e a função de autocorrelação parcial (PACF). A ACF mede o comportamento da correlação entre as observações em relação às suas defasagens, onde o primeiro valor é a correlação entre  $Y_t$  e  $Y_{t-1}$ , o segundo é a correlação entre  $Y_t$  e  $Y_{t-2}$ , e assim por diante. A ACF é definida por:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}. \quad [6]$$

Em [6],  $\gamma_k = cov(Y_t, Y_{t+k})$ , ou seja, a covariância de  $Y$  na defasagem  $k$  e  $\gamma_0 = var(Y_t)$ . A PACF, por sua vez, mensura o comportamento da correlação entre as observações em relação às suas defasagens, removendo o efeito das observações intermediárias. Por exemplo, ao mensurar a relação entre  $Y_t$  e  $Y_{t-2}$ , a PACF remove a influência de  $Y_{t-1}$ . O PACF se vale da utilização de regressões múltiplas, ao contrário do ACF, que utiliza regressões simples, e é definida por:

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

Ainda analisou-se o diagnóstico dos resíduos apresentado pelo *software* R. No caso de mais de um modelo ter se mostrado adequado nos quesitos supracitados, foi escolhido aquele modelo que apresentou o menor valor para o Critério de Informação de Akaike (AIC). O AIC é geralmente apresentado em função do seu logaritmo natural, sendo expresso como:

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

Na equação [8],  $k$  é o número de regressores,  $n$  é o número de observações e  $RSS$  é a soma dos quadrados dos resíduos. O modelo de ajuste selecionado para a série da quantidade de títulos, bem como os valores encontrados para os coeficientes da equação da variação média diária para as séries da quantidade de títulos são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Médias diária da série quantidade de títulos

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
AR(1)	-0,889	0,028	-32,339	0,000 **
AR(2)	-0,634	0,033	-19,380	0,000 **
AR(3)	0,305	0,027	11,155	0,000 **
MA(1)	0,284	0,013	22,714	0,000 **
MA(2)	-0,091	0,015	-6,227	0,000 **
MA(3)	-0,907	0,012	-73,441	0,000 **
Segunda-feira	-0,110	0,020	-5,392	0,000 **
Terça-feira	0,193	0,020	9,587	0,000 **
Quarta-feira	0,083	0,020	4,135	0,000 **
Quinta-feira	-0,055	0,020	-2,783	0,005 **
Sexta-feira	-0,109	0,020	-5,569	0,000 **

\*\* , indica significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

O modelo que melhor se ajustou a série da quantidade de títulos foi o ARIMA(3,1,3), que, conforme o indicado na Tabela 4, apresenta todos os parâmetros significativos, ao nível de 1%. Os valores encontrados para o logaritmo da verossimilhança e para o AIC foram, respectivamente, -626,511 e 1.277,020. Os testes Box-Pierce e Ljung-Box apresentaram, ambos, o valor de 0,127 e para a estatística  $Q$  ( $p$ -valor=0,722), indicando a ausência de autocorrelação nos resíduos.

Relativo à possível presença de um padrão temporal associado a variação média diária da quantidade de títulos negociados, constata-se um efeito diferenciado ao longo da semana. O início da semana é caracterizado por baixa média de títulos negociados, no meio da semana (terça e quarta-feira) o número de títulos aumenta e, no período mais para o fim da semana (quinta e sexta-feira) o número de títulos volta a ficar abaixo da média.

Quanto ao volume financeiro, o modelo de ajuste selecionado para a série foi o ARIMA(3,1,3). A Tabela 5 indica que todos os parâmetros do modelo são significativos, ao nível de 1%. O logaritmo da verossimilhança e o AIC apresentaram, respectivamente, os valores de -19,969 e 63,939. Em relação ao valor encontrado para os testes Box-Pierce e Ljung-Box, ambos apresentaram o resultado de 0,002 para a estatística  $Q$  ( $p$ -valor=0,966), apontando a ausência de correlação serial nos resíduos.

Os valores representativos das médias diárias para o volume financeiro indicam que, no início da semana o volume financeiro fica abaixo da média; na terça e na quarta-feira, eleva-se acima da média e, na quinta e sexta-feira, voltam para patamares abaixo da média. Esses valores indicam a presença de um comportamento sazonal dessa medida de liquidez.

Tabela 5 – Médias diárias para a série do volume financeiro

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
AR(1)	-1,369	0,051	-27,093	0,000 **
AR(2)	-0,466	0,064	-7,319	0,000 **
AR(3)	0,287	0,030	9,555	0,000 **
MA(1)	0,781	0,045	17,199	0,000 **
MA(2)	-0,487	0,035	-13,912	0,000 **
MA(3)	-0,830	0,038	-21,947	0,000 **
Segunda-feira	-0,111	0,015	-7,557	0,000 **
Terça-feira	0,168	0,015	11,533	0,000 **
Quarta-feira	0,070	0,014	4,826	0,000 **
Quinta-feira	-0,022	0,014	-1,561	0,118
Sexta-feira	-0,100	0,014	-7,026	0,000 **

\*\*, indica significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Referente à quantidade de negócios, conforme Tabela 6, o modelo de ajuste selecionado para a série foi o ARIMA(2,1,1). Todos os coeficientes do modelo apresentaram significância estatística, a um nível de 1%. Os resultados ainda apontaram o valor de 203,597 para o logaritmo da verossimilhança e o valor de -389,193 para o AIC do modelo estimado. A estatística  $Q$  dos testes de Box-Pierce e Ljung-Box indicou o valor de 0,031, com  $p$ -valor de 0,861, indicando, dessa forma a ausência de autocorrelação nos resíduos do modelo.

Os resultados das regressões apontaram coeficientes negativos e estatisticamente significantes para as médias de segunda, quinta e sexta-feira, indicando a presença de um comportamento abaixo da média por parte da quantidade de negócios nesses dias. Em relação às médias de terça e quarta-feira, os coeficientes são positivos e significantes, ao nível de 1%, apontando a

presença de um desempenho positivamente anômalo dessa medida para o período no meio da semana.

Tabela 6 – Médias diárias para a série da quantidade de negócios

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
AR(1)	0,281	0,027	10,254	0,000 **
AR(2)	0,085	0,027	3,191	0,001 **
MA(1)	-0,920	0,013	-72,694	0,000 **
Segunda-feira	-0,066	0,013	-5,213	0,000 **
Terça-feira	0,125	0,013	9,942	0,000 **
Quarta-feira	0,073	0,013	5,814	0,000 **
Quinta-feira	-0,046	0,012	-3,744	0,000 **
Sexta-feira	-0,081	0,012	-6,625	0,000 **

\*\* , indica significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A investigação sobre possíveis padrões diários de comportamento no retorno do mercado foi realizado com base nas variações do Ibovespa. O modelo escolhido para ajustar a série foi o ARIMA(0,1,0). O valor apresentado pelo AIC para o modelo foi de -8.879,3. Ambos os testes de Box-Pierce e Ljung-Box apresentaram o valor de 0,002 para a estatística  $Q$ , com  $p$ -valor de 0,970, indicando, dessa forma a ausência de correlação serial nos resíduos do modelo estimado.

Na Tabela 7, são apresentados as médias diárias das oscilações do Ibovespa, ou seja, os coeficientes do modelo de regressão da equação [2]. Com base nesses valores, verifica-se a presença de um coeficiente significativo apenas para a média de quarta-feira. O valor positivo e significativo do coeficiente de quarta-feira permite concluir que durante esse dia da semana, em média, os retornos apresentados pelo Ibovespa foram positivamente anormais.

Tabela 7 – Médias diárias para a série de retornos do Ibovespa

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
Segunda-feira	-0,001	0,001	-0,891	0,373
Terça-feira	-0,001	0,001	-0,618	0,537
Quarta-feira	0,003	0,001	3,045	0,002 **
Quinta-feira	0,001	0,001	0,499	0,618
Sexta-feira	0,001	0,001	0,843	0,399

\*\* , indica significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tendo conhecimento da presença desse retorno anormal na quarta-feira, buscou-se verificar a forma como os demais dias da semana variavam em relação ao valor médio de quarta. Para tanto se considerou a seguinte equação:

$$r_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j d_{j,t} + \varepsilon_t \quad [9]$$

Onde  $\alpha$  corresponde ao valor médio para quarta-feira e  $\beta_j$  corresponde à variação do retorno médio do Ibovespa no dia da semana  $j$  em relação ao retorno de quarta-feira ( $\alpha$ ). Os resultados para a diferença do retorno médio de quarta para com os demais dias da semana são apresentados na Tabela 8.

Conforme o esperado, todos os coeficientes  $\beta_j$  assumiram valores negativos indicando que todos os demais dias da semana apresentam retornos médios inferiores a quarta-feira. As diferenças significativas para segunda e terça-feira, indicam que esses dois dias da semana apresentam retornos significativamente menores que os retornos de quarta-feira.

Tabela 8 – Diferença entre o retorno médio diário de quarta-feira e o dos demais dias

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
Constante	0,003	0,001	3,045	0,002 **
≠ Segunda-feira	-0,004	0,001	-2,780	0,005 **
≠ Terça-feira	-0,004	0,001	-2,583	0,010 **
≠ Quinta-feira	-0,003	0,001	-1,789	0,074
≠ Sexta-feira	-0,002	0,001	-1,545	0,122

\*\* , indica significativo ao nível de 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Por fim, buscou-se analisar o comportamento da volatilidade dos retornos do Ibovespa ao longo dos dias da semana (Tabela 9) e suas diferenças diárias (Tabelas 10 e 11). A Tabela 9 apresenta os resultados encontrados para a média diária da volatilidade nos dias da semana. Na análise do retorno foi identificado o modelo ARIMA(0,1,0) como de melhor ajuste, como consequência a volatilidade será analisada a partir de uma *proxy* definida pelo erro ao quadrado, ou seja,  $h_t = e_t^2$ , pois  $r_t = e_t$ . Também, para o caso da volatilidade, foi necessário ajustar o modelo a fim de corrigir os efeitos da autocorrelação (períodos t-3 e t-4).

Tabela 9 – Volatilidade média diária do Ibovespa

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
Segunda-feira	0,00029	0,000	9,107	0,00001 **
Terça-feira	0,00029	0,000	6,867	0,00001 **
Quarta-feira	0,00025	0,000	6,318	0,00001 **
Quinta-feira	0,00034	0,000	9,814	0,00001 **
Sexta-feira	0,00026	0,000	8,224	0,00001 **
h_3	0,09039	0,030	3,030	0,00248 **
h_4	0,09097	0,029	3,154	0,00164 **

Fonte: elaborado pelos autores.

Verifica-se que a quarta-feira apresenta a menor volatilidade média e a quinta-feira se destaca como sendo o de maior instabilidade. Sendo quarta-feira e quinta-feira os dias da semana com a menor e a maior volatilidade, optou-se por calcular a diferença dos demais dias da semana com esses extremos, os valores das diferenças com quarta-feira são apresentados na Tabela [10] e as diferenças com quinta-feira na Tabela [11].

Tabela 10 - Diferença da volatilidade média de quarta-feira com as volatilidades médias dos demais dias

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
Constante	0,00025	0,000	6,318	0,00001 **
≠ Segunda-feira	0,00004	0,000	0,948	0,34330
≠ Terça-feira	0,00004	0,000	0,780	0,43533
≠ Quinta-feira	0,00009	0,000	1,755	0,07938
≠ Sexta-feira	0,00001	0,000	0,305	0,76031
h_3	0,09039	0,030	3,030	0,00248 **
h_4	0,09097	0,029	3,154	0,00164 **

Fonte: elaborado pelos autores.

Tabela 11 - Diferença da volatilidade média de quinta-feira com as volatilidades médias dos demais dias

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	p-valor
Constante	0,00034	0,000	9,814	0,00001 **
≠ Segunda-feira	-0,00004	0,000	-1,043	0,29733
≠ Terça-feira	-0,00005	0,000	-1,140	0,25464
≠ Quarta-feira	-0,00009	0,000	-1,755	0,07938
≠ Sexta-feira	-0,00007	0,000	-1,729	0,08393
h_3	0,09039	0,030	3,030	0,00248 **
h_4	0,09097	0,029	3,154	0,00164 **

Fonte: elaborado pelos autores.

Nas Tabelas 10 e 11, são apresentados os valores das diferenças entre as médias diárias da volatilidade. Consta-se que as diferenças entre as volatilidades médias dos dias da semana em relação a média de quarta-feira e a média de quinta-feira não são estatisticamente diferentes. Portanto, em termos de instabilidade de mercado, não ocorre nenhuma distinção entre os dias da semana.

## 5. Considerações finais

O presente estudo teve como objetivo verificar a existência de padrões sazonais em função do dia da semana no mercado acionário brasileiro. Para analisar a liquidez foram considerados o somatório dos valores de quantidade de títulos, volume financeiro e quantidade de negócios das empresas ativas. Na análise dos retornos e da volatilidade foi considerado o comportamento da carteira teórica do Ibovespa.

Em relação à liquidez, pode-se afirmar que o primeiro dia da semana é caracterizado como de baixa liquidez. Todas as três medidas apresentaram coeficientes negativos, indicando que a negociação fica abaixo da média. Pode-se supor que os investidores ainda não efetivem suas operações na expectativa de chegada de novas informações e aguardando o comportamento dos demais mercados mundiais. Na terça-feira o cenário muda. Em termos de liquidez os coeficientes das três medidas são estatisticamente diferentes de zero, e apresentam os maiores valores da semana, indicando que este é o dia de maior negociação. Os retornos continuam não se alterando significativamente.

Já na quarta-feira, o nível de negociação continua acima da média, mas são inferiores aos de terça-feira, ao passo que este é o único dia em que os retornos são acima da média. Com o aproximar do final de semana, quinta-feira, os índices de liquidez caem e passam a ser significativamente abaixo da média. Na sexta-feira, como já é popularmente conhecido, o movimento cai expressivamente com os coeficientes das variáveis de liquidez assumindo valores negativos de maior magnitude do que os já observados na quinta-feira, ou seja, a negociação na sexta-feira é ainda mais abaixo da média do que a de quinta.

Deve-se destacar que para o período estudado, a queda no volume financeiro é ainda maior na segunda-feira do que na sexta-feira. Já a quantidade de negócios tem seu pior desempenho na sexta-feira. Em conjunto estes dois resultados sugerem que na sexta-feira, apesar de haver uma debandada geral de investidores dispostos a negociar, a saída mais expressiva seja dos grandes investidores já que a queda no número de negócios é inferior à queda no volume financeiro. Portanto, seriam os negócios envolvendo grandes volumes financeiros que deixariam de ser realizados.

Com relação ao comportamento do retorno médio, o único dia com coeficientes significativos foi a quarta-feira. Sendo a quarta-feira, exatamente o meio da semana, não se pode descartar o efeito Brasília, levantado por Bone e Ribeiro (2002). Nesse neste dia o Congresso Nacional ainda está em plena atividade. Do mesmo modo, não se pode descartar um efeito psicológico, já que sabendo que a sexta-feira é um dia de mercado “parado”, só restaria aos investidores começar a realizar os negócios antes que a semana termine. Se na segunda-feira o investidor apenas observou o mercado e na terça não consegue fechar o negócio ao preço desejado, na quarta o investidor muda sua oferta para fechar negócio, movimentando o retorno médio daquele dia, ou se arrisca a ter que esperar a próxima semana.

Cabe ressaltar que o comportamento da volatilidade mostrou-se bastante semelhante ao longo da semana. Todos os dias da semana apresentaram coeficientes positivos e significativos. A volatilidade média da quarta-feira (único dia com retornos significativos) não se diferencia da volatilidade média dos demais dias da semana.

Finalmente cabe destaca-se que, de maneira geral, o efeito dia-da-semana apareceu mais expressivamente sobre as variáveis de liquidez do que sobre as variáveis de retorno e volatilidade, sugerindo mais uma vez a importância das medidas de liquidez para o entendimento do comportamento do mercado. Surpreendentemente, apesar da crença popular do efeito sexta-feira, os resultados para o período estudado, também mostraram que a segunda-feira é um dia atípico, principalmente em termos de liquidez.

## 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.
- BAYAR, A.; KAN, O. B. Day of the Week Effects: Recent Evidence from Nineteen Stock Markets. **Central Bank Review**, v.2, 77-90, 2002.
- 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, jan/abr, 2002.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Times Series Analysis: Forecasting and Control**. Edição revista. San Francisco: Holden Day, 1978.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. **Journal of the American Statistical Association**, v 65, p. 1509-1526, 1970.
- 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.
- COSTA Jr., N. C. A., LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F. **Mercado de capitais: uma análise empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2006.
- CROSS, F. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. **Financial Analyst Journal**, November-December, p. 67-69, 1973.

- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 5, p. 383-417, 1970.
- FAMA, E. F. Efficient Capital Markets II. **Journal of Finance**, v.46, n.5, p. 1575-1617, 1991.
- FRENCH, K. R. Stock returns and the weekend 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.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, v. 6, p. 255–259, 1980.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P. e SHIN, Y. Testing the Null Hypotesis of Stacionarity Against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LAKONISHOK, J., LEVI, M. Weekend effect in stock return: a note. **Journal of Finance**, v.37, p. 883- 889, 1982.
- LINTNER, J. The valuation of risk asset and the selection of risky investments in stock portfolios capital budget. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.
- LJUNG, G.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series model. **Biometrika**, v. 66, p. 67-72, 1978.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v. 7, p. 71-91. 1952.
- MARKOWITZ, H. **Portfólio Selection**: Efficient Diversification Of Investments. New York: John Wiley, 1959.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.
- OSBORNE, M. Periodic structure in the brownian motion of stock prices. **Operations Research**, v.10, p. 267-290, 1962.
- SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for unit root in autoregressive: moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.
- SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.