

Efeito Dia da Semana e Sazonalidade *Intraday* no Mercado Brasileiro

Autoria: Maximiliano Kruehl, Fernando Casarin, Kelmara Mendes Vieira, Paulo Sérgio Ceretta

Resumo

Este trabalho tem por objetivo investigar o efeito dia da semana e a sazonalidade *intraday* no mercado de capitais brasileiro analisando os dados de alta frequência das ações pertencentes ao índice Ibovespa. Na literatura específica de finanças existem pesquisas que verificam as anomalias sob diferentes óticas de análises, como o efeito feriado nos estudos de Ariel (1990) e Bone e Ribeiro (2002), anomalias para o efeito dia da semana são encontradas nos trabalhos de Costa Jr. e Ceretta (2000), Bone e Ribeiro (2002), Meneu e Pardo (2004), Apolinario, Santana Sales e Caro (2006), Santos, Mussa, Rêgo e Silva (2008) e Fajardo e Pereira (2008). Alterações no comportamento dos preços em pequenos intervalos durante o dia, no estudo de Tang e Lui (2002) e para o efeito janeiro no estudo de Silva e Lima (2007). Foram considerados neste estudo os pregões no período de 1º de abril de 2009 até 16 de outubro de 2009, com intervalos de 5 em 5 minutos para cada ação do índice totalizando 11.424 dados para cada ativo. A análise dos dados foi realizada através da metodologia de dados em painel, pois esta confronta o padrão de comportamento de uma mesma empresa ao longo do tempo em relação às outras empresas. Esta técnica é frequentemente usada na literatura de finanças, demonstrando ser um rico ambiente para estimação das técnicas econométricas. Os resultados obtidos destacam a existência do efeito dia da semana sendo a segunda-feira o dia de maior retorno médio e terça-feira o dia de menor retorno. Já os níveis de liquidez, são semelhantes ao longo da semana. Os resultados para o efeito da sazonalidade *intraday* mostram que, em média, no turno da manhã o retorno entre os intervalos de cinco minutos é praticamente nulo e a liquidez é menor. Já no turno da tarde, há um aumento no retorno acompanhado de uma melhora na liquidez. Cabe ressaltar que o menor nível de liquidez observado no turno da manhã pode estar associado ao fato do mercado americano ainda não estar funcionando, devido à diferença de fuso horário. O resultado para terça-feira também merece destaque uma vez que é o único retorno negativo no bloco total. O comportamento desse dia pode ser associado ao chamado efeito Brasília, já que este é o primeiro dia de funcionamento efetivo do congresso brasileiro. Cabe destacar que, estes resultados são diferentes dos apresentados por Bone e Ribeiro (2002), que constatam que a terça-feira apresentava retorno positivo num período amostral diferente. Somando-se as evidências dos dois trabalhos, pode-se conjecturar que a terça-feira seja realmente um dia de bastante expectativa em relação à chegada de novas informações. Assim os retornos médios, positivos ou negativos, serão obtidos em função da interpretação dos agentes destas informações. Com relação aos níveis de liquidez, não há variações expressivas ao longo da semana.

1. Introdução

O estudo do comportamento dos preços nos mercados financeiros tem gerado muito interesse por parte dos pesquisadores. A Hipótese dos Mercados Eficientes sob a forma de eficiência fraca afirma que o comportamento dos preços segue o caminho aleatório (*random walk*), sendo impossível a criação de mecanismos para a obtenção de lucros anormais em períodos de tempo pré-determinados.

A investigação da existência de retornos anormais com dados dentro do mesmo dia e nos diferentes dias da semana oferece uma visão mais aprofundada na compreensão do comportamento dos preços no mercado financeiro. A utilização de dados *intraday* pode revelar novas informações que não podem ser vistas com dados em outro período de tempo (APOLINARIO, SANTANA, SALES E CARO, 2006). Desta forma, a possível existência do efeito dia da semana ou sazonalidade *intraday* é uma evidência contrária a Hipótese dos Mercados Eficientes sob a forma fraca. Conforme Fama (1991) os retornos de uma ação são imprevisíveis com relação aos seus retornos passados, não podendo assim carregar informações pertinentes ao seu passado a fim de prever historicamente a formação dos preços. A inferência de mercado eficiente prediz implicações para os investidores, formação de portfólio de carteiras para estratégias e decisões de mercado. Investidores do mercado de capitais buscam identificar as anomalias para efetivarem retornos anormais, especulando dentro do mesmo dia ou em dias específicos da semana.

Este trabalho tem por objetivo principal avaliar os efeitos dia da semana e a sazonalidade *intraday* no retorno e na liquidez das ações pertencentes ao índice Ibovespa. Como medidas de liquidez/iliquidez são utilizadas a quantidade de títulos, o volume financeiro e o spread. Os dados de alta frequência são obtidos para cada intervalo de 5 minutos durante os meses de abril a outubro de 2009. O mês de outubro foi analisado até o dia 16 para igualar-se aos outros meses com relação ao horário, pois é o início da entrada do horário de verão no mercado da Bolsa de Valores de São Paulo. O total de dados para cada ação foi de 11.424, sendo analisadas 65 ações pertencentes ao índice Ibovespa.

O artigo está estruturado em cinco seções além desta introdução. A seção dois refere-se à revisão de literatura sobre o efeito dia da semana e sazonalidade *intraday*. Na seção três encontram-se os dados utilizados e os procedimentos metodológicos aplicados na pesquisa. Os resultados obtidos são expostos na quarta seção. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais acerca do trabalho.

2. Referencial Teórico

2.1 Efeito dia da semana

Fama (1991) sugere que o comportamento dos preços das ações segue um caminho aleatório, neste sentido não é possível arbitragem para obter retornos anormais. As informações relevantes dos ativos já estariam incluídas nos preços, assim o investidor não poderia, segundo estratégias de negociações baseadas em evolução de preços passados, ter maior lucro nas compras baseadas em gráficos e estudos quantitativos do que se optar por apenas comprar e manter os ativos no longo prazo.

Guo e Tian (2007) analisam a volatilidade do *Shanghai Composite Stock Index*, evidenciando um padrão “L” para as séries de dados para intervalos de 5 minutos, ou seja, o mercado começa com alta volatilidade, tendendo a diminuir até prevalecer certa estacionaridade ao longo do dia. Lui e Tang (2002) analisam os retornos diários para dados de 15 minutos entre o *Hang Seng Index* (HSI) e *Hang Seng Index Future* (HSIF) encontrando

para todos os dias da semana maior volatilidade nos retornos do mercado diário (HSI) comparado ao mercado futuro (HSIF), sendo as segundas-feiras o dia de maior retorno médio.

Nos estudos, para os efeitos dia da semana, os retornos diários dos ativos do mercado acionário movimentam-se de diferentes formas ao longo da semana, respeitando o cenário local. No trabalho de Gibbons e Hess (1981) concluíram que os retornos médios negativos vistos na segunda-feira não aconteciam para os outros dias da semana dentro do mercado americano, confirmado por Jaffe e Westerfield (1985) verificaram efeitos negativos na média dos retornos na segunda-feira nos mercados de ações dos Estados Unidos, Canadá e Inglaterra e significância negativa nos retornos de terça-feira nos mercados de ações do Japão e Austrália. Num estudo com conclusões similares, Aggarwal e Rivoli (1989) observaram menor média nos retornos na segunda e terça-feira nos mercados de ações da China, Singapura, Malásia e Filipinas de setembro de 1976 até junho de 1988, concluindo que o forte efeito terça-feira se atribui à diferença de fuso horário de 13 horas entre Nova York e estes quatro mercados.

O efeito dia da semana é encontrado também no mercado brasileiro. O estudo de Costa Jr. (1990) aplicou regressão múltipla com variáveis *dummies* para dados diários do Ibovespa no período de 1986 a 1989 e analisou que os retornos verificados na segunda-feira tendem a serem significativamente negativos os retornos na sexta-feira tendem a ser positivos. Estudo semelhante para o mercado brasileiro pode ser verificado no trabalho de Lemgruber, Becker e Chaves (1988) para dados diários de fechamento entre os anos 1983 e 1987 e no trabalho de Costa Jr. e Lemgruber (1993) foi identificado efeito segunda-feira mais acentuado em ações menos negociadas, para dados diários de abertura, fechamento e média no período de 1986 a 1989. Neste estudo os autores reconhecem a possibilidade de existência de heterocedasticidade nos retornos, porém não de autocorrelação, pois a presença de autocorrelação poderá invalidar os resultados teóricos em que se baseiam os testes de hipóteses, podendo assim estes serem passíveis de erros.

Por outro lado, Bone e Ribeiro (2002) utilizando uma amostra mais recente de janeiro de 1996 até dezembro de 1998, testes econométricos de White (heterocedasticidade), teste de Wald (regressão linear) e teste LM (autocorrelação e modelagem ARCH), evidenciaram os efeitos dia da semana em quase metade das ações do Ibovespa, sendo a terça-feira o dia de maior diferenciação onde os retornos médios da metade das ações pesquisadas foram maiores que a segunda-feira, situação esta chamada pelos autores de efeito Brasília, pois os resultados podem estar sendo afetados pela possível influência das informações políticas do Congresso Nacional no mercado de capitais.

Dentro desse mesmo ponto de vista para o mercado latino americano, o trabalho de Costa Jr. e Ceretta (2000) utilizando índices do mercado de ações do Brasil (Bovespa), México (Inmex), Argentina (Merval), Peru (IGPA) e Venezuela (BBO-Index), através de regressões com variáveis *dummies*, encontraram resultados que mostram a existência do efeito dia da semana no Peru e na Venezuela, com evidências de diferenças significativas na rentabilidade média de segunda-feira e sexta-feira, mas no Brasil não ocorre distinção entre os dias de início e fim de semana. Estudo similar é realizado por Figueiredo, Silva e Souza (2002) que estudaram a cotação de fechamento diário dos mercados brasileiro, argentino e americano para o período de 1995 até 2001. A técnica utilizada foi a análise de regressão linear múltipla e os autores não encontraram nenhum efeito dia da semana para a BOVESPA, efeito dia da semana (segunda-feira (negativo), quarta-feira e quinta-feira (positivo)) para a bolsa de Buenos Aires e presença de efeito na sexta-feira para o índice *Dow Jones*. Por outro lado Fajardo e Pereira (2008) não detectaram nenhuma anomalia de efeito dia da semana, efeito feriado e sazonalidade diária para o mercado brasileiro investigaram os efeitos sazonais do índice Ibovespa usando regressões múltiplas no período de 1995-2007.

Na avaliação do efeito dia da semana para frequências diárias, semanais e mensais, o estudo de Aguiar (2006) para o mercado brasileiro utilizou modelos regressivos para ações de empresas agrupadas por tamanho, concluindo que na previsibilidade dos retornos há incidência do efeito negativo para a segunda-feira e efeito positivo para sexta-feira. Esta investigação abrangeu o período de 1º de julho de 1994 a 30 de junho de 2005.

Analisando os valores diários de fechamento dos pregões para o efeito dia da semana sob a ótica da liquidez, volatilidade e retornos financeiros no mercado brasileiro entre 1999 e 2006, Ceretta, Vieira e Milach (2008) encontraram baixa liquidez na segunda-feira, maiores quantidades de negócios na terça-feira, retornos acima da média na quarta-feira ao passo que na quinta-feira são abaixo da média e na sexta-feira é mais baixo que a média de quinta-feira.

Para um estudo com uma base de dados mais abrangente (1986-2006) analisando retornos diários médios do Ibovespa e específico para anomalias com verificação do efeito segunda-feira, Santos, Mussa, Rêgo e Silva (2008) encontraram evidência da existência desta anomalia, sendo a segunda-feira estatisticamente inferior à média dos demais dias da semana.

Por outro lado, Silva e Lima (2007) usando dados de cotações diárias de fechamento do Ibovespa para o período de 1994 a 2006, encontraram evidências empíricas do efeito janeiro no mercado acionário brasileiro. Neste estudo, como não foi encontrada boa especificação para o modelo de regressão, os autores optaram por aplicar modelos econométricos AR (*Auto Regressive*), ARMA (*Auto Regressive Integrated Moving Average*) e GARCH (*General Regressive Conditional Heteroskedasticity*) e não encontraram efeito mês de janeiro para os retornos mensais no período pós-real.

2.2 Sazonalidade *Intraday*

A sazonalidade é um fator importante no comportamento previsível dos retornos de ações. Efeito *intraday* ou sazonalidade *intraday* significa que existem retornos anormais durante o dia de pregão durante um determinado tempo. O acesso e a análise de dados *intraday* ou também chamados de dados de alta frequência (*high frequency*), fornece um grande potencial para ampliar a compreensão dos mercados financeiros. Alguns estudos estrangeiros na literatura de finanças, como Smirlock e Starcks (1985), Harris (1986) (1989), Jain e Joh (1988), Vijh (1988), Chan, Christie e Schultz (1995) e Pagano, Peng, e Schwartz (2008) relatam que a sazonalidade *intraday* existe de forma significativa nos mercados de capitais internacionais. Isto implica que grandes lucros podem ser auferidos utilizando uma simples regra de negociação, baseando-se no caráter sazonal intradiário dos retornos de ações, como exemplo a compra e venda de ações num determinado instante do dia.

No Brasil, existem poucos estudos com dados *intraday*. O trabalho de Moreira e Lemgruber (2004) utiliza uma série de dados *intraday* do Ibovespa com um intervalo de 15 minutos no período de 06/04/1998 até 19/07/2001, totalizando 803 dias e 23.287 observações. Os autores usam esses dados para fazer uma previsão da volatilidade com a estimação dos modelos GARCH e EGARCH e modelagem do risco VaR (*Value at risk*) em que fazem uma comparação com a estimação da volatilidade com dados diários. Concluem que há uma distinção entre as séries, onde a previsão da volatilidade e retornos dos dados *intraday* pode trazer grandes benefícios quanto ao gerenciamento de risco em mercados financeiros.

Oliveira (2008) analisa o retorno com dados de alta frequência para o ativo Petrobrás do tipo preferencial negociado na Bovespa, visando descobrir o comportamento da variância condicional dos retornos através da metodologia ARCH. A base *intraday* do estudo compreende o dia 3 de janeiro de 2005 até 13 de abril do mesmo ano com 120 mil observações em 69 dias de negociação e utiliza intervalos de 5 minutos. Na conclusão o autor destaca que existe forte sazonalidade *intraday* e, com a utilização de modelos de APARCH de

memória longa, consegue ter resultados superiores aos modelos ARCH de memória curta, destacando a importância desses para a precificação de opções e de risco de mercado.

Trabalhos relevantes foram desenvolvidos em mercados internacionais, como o estudo de Harris (1986), sendo um dos pioneiros a estudar os retornos no mercado de ações americano utilizando dados *intraday*. Tal investigação documenta padrões nos dados chamados de padrão “U”, devido à intensidade das negociações que variam durante o dia, onde geralmente é maior na abertura e fechamento e menor durante o horário de almoço.

Harju e Hussain (2006) analisaram dados com intervalo de 5 minutos dos quatro maiores índices de ações da Europa no período de 1º de setembro de 2000 até 29 de agosto de 2003 totalizando 3 anos. Nesse estudo, foi identificado que após a abertura do mercado americano, o impacto nos retornos e na volatilidade no mercado europeu é imediato e que todos os mercados reagem de forma idêntica, ou seja, existe um efeito sazonal após a abertura do mercado americano em relação ao mercado europeu em que os padrões *intraday* foram afetados com os acontecimentos na macroeconomia americana. Além disso, o efeito *intraday* foi observado em todos os mercados europeus.

Analisando o efeito fim do dia com dados *intraday* para o índice S&P 500 americano, Harris (1989) conclui que este efeito é causado pelo aumento na frequência de preços de oferta no final do dia no qual o retorno do fechamento do dia é positivamente significativo. Esses resultados corroboram com o estudo de Vijn (1988) onde é relatado que a frequência da oferta de preços aumenta significativamente no final do dia para o mercado de ações. Também, no estudo de Smirlock e Starcks (1985) para o *Dow Jones* no período de 1963 a 1983 foi verificado que o retorno da primeira hora da segunda-feira em relação à última hora da sexta-feira é significativamente positivo.

Harris (1986) relata que houve um aumento geral nos preços das ações da *New York Stock Exchange* (NYSE) no último negócio do dia para o período estudado, compreendido entre 1º de Dezembro de 1981 até 31 de Janeiro de 1983. Uma das conclusões do estudo é que a média de retornos positivos nos mercados acionários tende a ocorrer durante os primeiros 45 minutos do dia de negociação e percebe também que os retornos são mais altos perto do fim do dia, especialmente sobre os negócios do último dia.

As evidências para os efeitos nos dados *intraday* também são verificadas no estudo de Copeland e Jones (2000), no qual investigaram padrões nos retornos, volatilidade e volume de negócios no índice de ações e de futuros do mercado coreano (KOSPI-200) de janeiro de 1997 até dezembro 1998, utilizando uma amostra de dados *intraday* com intervalo de 5 minutos. As conclusões deste estudo mostram um impacto significativo sobre os padrões de média ajustada do volume e volatilidade, padrões semelhantes aos encontrados nos mercados ocidentais também são destacados no estudo.

Yang e Wang (2010) usando dados de alta frequência com intervalos de 30 minutos buscaram testar a eficiência do mercado futuro para as quatro maiores fontes de energia (*crude oil, heating oil, gasoline e natural gas*) para o *New York Mercantile Exchange* (NYMEX) no período de dezembro de 2000 a maio de 2007. As técnicas de análise utilizadas foram modelos de redes neurais, modelos de coeficiente funcional semi-paramétrico, regressão não paramétrica Kernel e modelo GARCH para dados não lineares no contexto de previsão fora da amostra, examinando conjuntamente dados econômicos e estatísticos. Foram encontradas evidências de previsões significativas apenas para os dados de critérios econômicos e evidências limitadas para ineficiência do mercado *intraday* nos preços futuros de energia, sendo que dos quatro mercados futuros analisados, somente dois mercados (*heating oil e natural gas*) mostraram evidências robustas de previsão durante a condição de mercado de alta.

Beattie e Fillion (1999) fizeram um estudo com dados *intraday* em taxas de câmbio, utilizando intervalos de 10 minutos no Canadá e Estados Unidos. Os autores também

encontraram padrões sazonais relacionados com a chegada de informações de outros mercados através de equações estimadas para explicar a volatilidade nos padrões sazonais *intraday*, volatilidade diária e notícias macroeconômicas. Constatou-se que a intervenção do banco central não teve impacto direto na redução da volatilidade do dólar canadense.

A existência de efeitos *intraday* é avaliada também em outros tipos de mercados, como os estudos Muller et al. (1990) e Baillie e Bollerslev (1990) para o mercado de câmbio, Aggrawal e Gruca (1993) para o mercado de opções, Cornett, Shwarz e Szakmary (1995) para o mercado futuro de câmbio e Jordan, Seale, Dinehart, e Kenyon (1988) para o estudo do mercado de *commodities*.

3. Aspectos Metodológicos

3.1 Dados

A base de dados foi obtida através do software de análise do mercado de ações ProfitChart versão RT (*Real Time*). Realizou-se a exportação da base via software pelo comando exportar CSV. O período da amostra foi 01 de abril de 2009 até 16 de outubro de 2009 e compreende transações *intraday* efetuadas de 5 em 5 minutos, abrangendo os 65 ativos do índice Bovespa classificados na carteira teórica Ibovespa do período. Para cada ativo foi obtida uma série de dados, sendo 11.424 observações de cada ação para um período de 136 dias. Para formação dos intervalos foi considerado o horário de abertura da Bovespa às 10h00min até o fechamento do mercado normal às 17h00min. No entanto, observou-se que devido ao leilão de fechamento do mercado brasileiro às 16h55min, não havia dados para o intervalo das 17h00min, sendo, portanto, este intervalo excluído da amostra. Os feriados e finais de semana foram desconsiderados para os cálculos dos retornos.

3.2 Testes Estatísticos

A análise dos dados foi realizada através da metodologia de análise de dados em painel, pois esta metodologia confronta o padrão de comportamento de uma mesma empresa ao longo do tempo (longitudinalmente) e em relação às outras empresas (*cross-section*). Segundo Baltagi (2008) esta técnica de análise é uma das mais inovadoras na literatura da econometria, demonstrando um rico ambiente para as técnicas de estimação desenvolvidas e resultados teóricos condizentes.

A principal vantagem que a análise de dados em painel possui sobre uma análise *cross-section* é permitir uma grande flexibilidade na modelagem das diferenças dos comportamentos individuais. Alguns estudos na literatura internacional acerca do tema podem ser verificados em Park, Sickles e Simar (1998, 2000), Hsiao, Lahiri, Lee e Pesaran (1999) e Ghyssels e Osborn (2001).

Hsiao (2003) e Baltagi (2005) listam uma série de benefícios para usar dados em painel, tais como: a) controla a heterogeneidade individual das firmas; b) fornece mais informações; variabilidade e graus de liberdade com menos colinearidade nos dados resultando em maior eficiência; c) é melhor para o ajustamento dinâmico, habilitado para identificar e medir os efeitos que não são fáceis de serem detectáveis nos modelos *cross-section* e d) permite construir e testar modelos de comportamentos mais complicados do que *cross-section*. O modelo geral de dados em painel pode ser expresso conforme [1].

$$y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}x_1 + \dots + \beta_{nit}x_n + e_{it} \quad [1]$$

Onde o subscrito $i = 1, \dots, k$ indica a i -ésima empresa, $t = 1, \dots, T$ indica o tempo e β 's são os coeficientes da regressão. As variáveis são dadas por: y_{it} = variável dependente para a

empresa i no tempo t ; x_1 = variável independente 1 para a empresa i no tempo t ; x_n = variável independente n para a empresa i no tempo t ; e_{it} = termo de erro para a empresa i no tempo t .

Existem três casos da análise para ajustar modelo geral a fim de torná-lo mais funcional. Modelo *Pooled*, *Fixed-Effects Model* (Efeitos Fixos) e o *Random Effects* (Efeitos Aleatórios). No modelo *Pooled* o intercepto é o mesmo para toda a amostra, ou seja, assume-se que todos os elementos da amostra possuem comportamento idêntico. No modelo de efeitos fixos, pode haver variação no intercepto entre as empresas e é mais indicado em situações em que o intercepto específico à empresa pode estar correlacionado com um ou mais regressores. No modelo de efeitos aleatórios pressupõe que as empresas sobre as quais se dispõe de dados são uma extração aleatória de uma população com valor médio constante.

Na construção do modelo, primeiramente faz-se necessário verificar se as variáveis possuem associações lineares significativas. Se isto ocorrer, pode-se ter a frente o problema de multicolinearidade que será verificada através do cálculo dos fatores de inflacionamento da variância (VIF), dado por $VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, onde $R(j)$ é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e as outras variáveis independentes. Se o modelo estiver livre da multicolinearidade, a escolha entre os modelos poderá ser realizada através dos testes específicos.

Com relação à liquidez utilizaram-se seis medidas em função dos efeitos dia da semana e sazonalidade *intraday*. Conforme a Tabela 1: i) spread1, ii) spread2, iii) variação do volume, iv) variação da quantidade de títulos, v) variação do volume ponderado, e vi) variação da quantidade de títulos ponderada. Para realização da análise do efeito dia da semana e sazonalidade *intraday* utilizou-se a formulação 1 devidamente ajustada com variáveis *dummies*.

Variáveis	Fórmulas
Spread1: é a variação das cotações da ação de máximo e mínimo atingidas no intervalo	$\frac{\text{preço máximo} - \text{preço mínimo}}{\left(\frac{\text{preço máximo} + \text{preço mínimo}}{2}\right)}$
Spread2: é a variação das cotações da ação de abertura e fechamento atingidos no intervalo	$\frac{\text{preço abertura} - \text{preço fechamento}}{\left(\frac{\text{preço abertura} + \text{preço fechamento}}{2}\right)}$
Retorno: é o retorno com as cotações de fechamento da ação da empresa	$\ln\left(\frac{\text{preço fechamento}_t}{\text{preço fechamento}_{t-1}}\right)$
Variação do volume: é a variação do volume financeiro da ação da empresa, medido em reais	$\left(\frac{\text{volume}_t - \text{volume}_{t-1}}{\text{volume}_{t-1}}\right)$
Variação da quantidade de títulos: é a variação da quantidade de títulos negociados no intervalo	$\left(\frac{\text{quantia}_t - \text{quantia}_{t-1}}{\text{quantia}_{t-1}}\right)$
Variação do volume ponderado: é a variação do volume, medido em reais, ponderado pelo índice Ibovespa*	$\left(\frac{\text{volumepond}_t - \text{volumepond}_{t-1}}{\text{volumepond}_{t-1}}\right)$
Variação da quantidade de títulos ponderada: é a variação da quantidade de títulos negociados no intervalo ponderado pelo índice Ibovespa*	$\left(\frac{\text{quantipond}_t - \text{quantipond}_{t-1}}{\text{quantipond}_{t-1}}\right)$

*O objetivo da ponderação é analisar o comportamento da liquidez da ação em relação ao comportamento da liquidez de mercado.

Quadro 1- Definição das variáveis

4. Resultados

Inicialmente foi calculada a média e o desvio padrão e verificada a significância para o retorno e para as medidas de liquidez. A Tabela 1 refere-se ao comportamento do retorno do ativo e as Tabelas 2, 3, 4, 5, 6 e 7 evidenciam o comportamento das diversas medidas de liquidez respectivamente no intervalo de 5 minutos. Cada tabela está dividida em três blocos. O primeiro, denominado Total, apresenta os resultados para todo o período estudado, ou seja, dados da 10h00min às 16h55min, e os dois blocos seguintes apresentam os resultados para o turno da manhã e da tarde, respectivamente.

Tabela 1 - Médias dos retornos diários no intervalo de 5 minutos

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	0,000076	0,000010	0,000	0,000099	0,000022	0,000	0,000067	0,000010	0,000
Terça	-0,000023	0,000009	0,012	-0,000083	0,000022	0,000	0,000001	0,000010	0,922
Quarta	0,000017	0,000009	0,059	0,000048	0,000021	0,019	0,000004	0,000009	0,659
Quinta	0,000042	0,000009	0,000	-0,000002	0,000022	0,913	0,000060	0,000010	0,000
Sexta	0,000025	0,000009	0,010	-0,000078	0,000022	0,000	0,000068	0,000010	0,000

Analisando o período Total (Tabela 1) pode-se perceber que, em média, existe retorno negativo apenas na terça-feira. Este resultado pode estar associado ao chamado efeito Brasília, que é destacado no estudo de Bone e Ribeiro (2002). O único dia em que o retorno não é significativamente diferente de zero é na quarta-feira. Os maiores retornos médios significativos são de 0,000076 na segunda-feira, seguido de 0,000042 na quinta-feira e 0,000025 na sexta-feira. O turno da manhã apresentou retornos positivos para as segundas e quartas-feiras e retornos negativos na terça e sexta-feira. Já no turno da tarde, não foram observados retornos negativos. A divisão por turnos mostra que o retorno médio negativo de terça, é oriundo predominantemente do turno da manhã, já que neste turno o retorno médio é negativo e no turno da tarde não é significativamente diferente de zero. Na sexta-feira, é verificado retorno negativo na parte da manhã e retorno positivo no turno da tarde.

Na literatura específica não há consenso sobre uma forma adequada de como medir a liquidez, portanto, neste estudo foram adotadas as seguintes medidas: spread1, spread2, variação do volume financeiro calculada em reais, variação do volume financeiro ponderado calculado em reais, variação da quantidade de títulos negociados e variação da quantidade de títulos negociados ponderado. A seguir, as Tabelas 2 e 3 analisam as médias diárias do spread1 e spread2.

Tabela 2 - Médias diárias para o spread1 no intervalo de 5 minutos

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	0,00306	0,00001	0,000	0,00398	0,00002	0,000	0,00269	0,00001	0,000
Terça	0,00319	0,00001	0,000	0,00412	0,00002	0,000	0,00282	0,00001	0,000
Quarta	0,00333	0,00001	0,000	0,00406	0,00002	0,000	0,00304	0,00001	0,000
Quinta	0,00326	0,00001	0,000	0,00423	0,00002	0,000	0,00287	0,00001	0,000
Sexta	0,00314	0,00001	0,000	0,00406	0,00002	0,000	0,00277	0,00001	0,000

Tabela 3 - Médias diárias para o spread2 no intervalo de 5 minutos

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	-0,00006	0,00001	0,000	-0,00009	0,00002	0,000	-0,00005	0,00001	0,000
Terça	0,00005	0,00001	0,000	0,00010	0,00002	0,000	0,00003	0,00001	0,000
Quarta	0,00000	0,00001	0,997	-0,00004	0,00002	0,034	0,00002	0,00001	0,046
Quinta	-0,00003	0,00001	0,001	0,00005	0,00002	0,023	-0,00006	0,00001	0,000
Sexta	0,00000	0,00001	0,806	0,00008	0,00002	0,000	-0,00003	0,00001	0,000

Analisando as Tabelas 2 e 3, em média os coeficientes do spread1 e spread2 são todos significativamente diferentes de zero, exceto na quarta-feira (total e turno da tarde) e sexta-feira (total). Nota-se, portanto na Tabela 2 que em média as segundas-feiras no total da semana, no turno da manhã e turno da tarde do spread1 são menores que as outras médias, corroborando com o resultado visto na Tabela 3, em que a segunda-feira se destaca como o dia de maior retorno.

Pode-se observar na Tabela 3 que em média o maior coeficiente (0,00010) é na terça-feira no turno da manhã, esse resultado vai ao encontro do retorno médio negativo do mesmo dia (terça-feira) da Tabela 1. Diferenças positivas nos preços relativos no intervalo de 5 minutos significam que os preços de abertura são maiores que os preços de fechamento dos ativos. A terça-feira no turno da manhã apresenta o maior spread da Tabela 3 (abertura-fechamento), ou seja, em média os preços dos ativos neste turno apresentaram preços de fechamento menores do que os preços de abertura para o intervalo de 5 minutos. A Tabela 4 a seguir analisa as médias diárias para a variação do volume financeiro no intervalo de 5 minutos.

Tabela 4 - Médias diárias para a variação do volume no intervalo de 5 minutos

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	1,165	0,043	0,000	0,959	0,067	0,000	1,245	0,054	0,000
Terça	1,099	0,041	0,000	0,913	0,064	0,000	1,171	0,052	0,000
Quarta	1,132	0,039	0,000	0,875	0,061	0,000	1,229	0,049	0,000
Quinta	1,078	0,041	0,000	0,822	0,064	0,000	1,178	0,052	0,000
Sexta	1,163	0,042	0,000	1,030	0,065	0,000	1,215	0,052	0,000

A variação do volume medida em reais na Tabela 4, apresenta valores muito próximos de 1 no intervalo de 5 minutos. Percebe-se que na segunda-feira tem-se a maior variação de volume (1,165), corroborando com a Tabela 1, em que os retornos médios são maiores e positivos na segunda-feira. Esta verificação demonstra que neste dia existem mais investidores movimentando o mercado, tendo assim, um volume financeiro maior na segunda seguido de sexta-feira. Observa-se ainda que, no turno da tarde ao longo de toda semana, a variação do volume, em média, é maior do que a do turno da manhã. Na Tabela 5 será analisada a variação do volume financeiro ponderado pelo Ibovespa.

Tabela 5 - Médias diárias para a variação do volume ponderado pelo Ibovespa

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	1,091	0,038	0,000	0,923	0,067	0,000	1,157	0,046	0,000
Terça	1,014	0,037	0,000	0,856	0,065	0,000	1,075	0,044	0,000
Quarta	1,081	0,035	0,000	0,945	0,062	0,000	1,132	0,041	0,000
Quinta	1,055	0,037	0,000	0,824	0,065	0,000	1,145	0,044	0,000
Sexta	1,152	0,037	0,000	1,126	0,065	0,000	1,162	0,045	0,000

A Tabela 5 apresenta a variação do volume medida em reais ponderados pelo Ibovespa no intervalo de 5 minutos. Percebe-se que na sexta-feira tem a maior variação de volume (1,152), seguido da segunda-feira (1,091). Comparando-se os valores médios para o período total das Tabelas 4 e 5, observa-se que os valores médios da Tabela 4, variação do volume, são maiores que os valores médios da variação ponderada pelo índice Ibovespa (Tabela 5), indicando que em média, a variação do volume das empresas é inferior à variação do volume do índice Ibovespa. As médias diárias da variação da quantidade de títulos negociados será analisada na Tabela 6 e as médias da variação da quantidade de títulos negociados ponderado pelo Ibovespa na Tabela 7.

Tabela 6 - Médias diárias para a variação da quantidade de títulos negociados

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	1,164	0,043	0,000	0,959	0,067	0,000	1,244	0,053	0,000
Terça	1,099	0,041	0,000	0,913	0,064	0,000	1,171	0,051	0,000
Quarta	1,131	0,039	0,000	0,875	0,061	0,000	1,228	0,048	0,000
Quinta	1,078	0,041	0,000	0,823	0,064	0,000	1,178	0,051	0,000
Sexta	1,162	0,042	0,000	1,030	0,065	0,000	1,214	0,052	0,000

Tabela 7 - Médias diárias para a variação da quantidade de títulos ponderada pelo Ibovespa

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	3,043	1,108	0,006	0,939	1,951	0,630	3,869	1,340	0,004
Terça	5,829	1,068	0,000	18,037	1,886	0,000	1,087	1,289	0,399
Quarta	5,382	1,008	0,000	0,933	1,796	0,604	7,067	1,212	0,000
Quinta	7,109	1,069	0,000	6,369	1,882	0,001	7,399	1,291	0,000
Sexta	8,896	1,081	0,000	10,607	1,897	0,000	8,220	1,308	0,000

Avaliando a liquidez nas Tabelas 6 e 7 sob a dimensão da quantidade de títulos negociados no intervalo de 5 minutos, foram adotadas a variação da quantidade de títulos negociados e a variação da quantidade ponderada pelo índice Ibovespa. A Tabela 6 apresenta os coeficientes próximos de 1 no intervalo de 5 minutos, todos significativamente diferentes de zero. Apenas o turno da manhã na segunda e quarta-feira e o turno da tarde da terça-feira na Tabela 7 não são significativamente diferentes de zero. Os valores médios obtidos na Tabela 6 são muito próximos aos apresentados na Tabela 4. Tais resultados mostram que o comportamento da variação da quantidade de títulos e do volume financeiro é muito semelhante, ou seja, as duas variáveis tendem a avaliar a mesma dimensão da liquidez. Por outro lado, a comparação dos coeficientes das Tabelas 6 e 7 mostram que a variável ponderada apresenta médias maiores do que a variável sem ponderação, indicando que, a variação das quantidades de títulos negociadas para as empresas é superior à variação da quantidade total de títulos do índice Bovespa. Cabe destacar ainda que a análise das variações ponderadas em relação às variações não ponderadas sugere que as maiores diferenças são encontradas para a variável quantidade de títulos.

Para avaliar o efeito dia da semana, conforme proposto no método, foi aplicado o modelo da equação [1] com variáveis *dummies*. Partindo da constatação de que os maiores retornos médios foram na segunda-feira, obtiveram-se das variáveis de liquidez as diferenças em relação à segunda. (variáveis identificadas com o código Dif_). Os resultados obtidos para o retorno são apresentados na Tabela 8. Os resultados obtidos para as variáveis de liquidez são apresentados nas Tabelas 9, 10, 11, 12, 13 e 14.

Tabela 8 - Diferenças em relação à média de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	0,000076	0,000010	0,000	0,000099	0,000022	0,000	0,000067	0,000010	0,000
Dif_terça	-0,000100	0,000014	0,000	-0,000182	0,000031	0,000	-0,000066	0,000014	0,000
Dif_quarta	-0,000060	0,000013	0,000	-0,000051	0,000031	0,098	-0,000063	0,000014	0,000
Dif_quinta	-0,000035	0,000014	0,010	-0,000101	0,000031	0,001	-0,000007	0,000014	0,604
Dif_sexta	-0,000052	0,000014	0,000	-0,000177	0,000031	0,000	0,000000	0,000014	0,975

Para o bloco total da Tabela 8, todas as diferenças das médias do retorno das ações em relação à segunda-feira são negativas, indicando que ao longo da semana, os retornos são em média inferiores aos obtidos na segunda. No turno da manhã, exceto na quarta-feira, os coeficientes são negativos e maiores que os apresentados no período total, indicando que ao longo do dia, os retornos tendem a ser menores no turno da manhã do que os do turno da tarde. Portanto, no total da semana para o turno da manhã e turno da tarde das diferenças no turno da tarde, as diferenças nos retornos permaneceram negativas na terça e quarta, mas nos outros dias (quarta e sexta) não são em média diferentes de zero. As diferenças médias do spread1 em relação à segunda-feira são apresentadas na Tabela 9.

Tabela 9 - Diferenças em relação à média do spread1 de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	0,00306	0,00001	0,000	0,00398	0,00002	0,000	0,00269	0,00001	0,000
Dif_terça	0,00013	0,00001	0,000	0,00013	0,00003	0,000	0,00013	0,00001	0,000
Dif_quarta	0,00027	0,00001	0,000	0,00007	0,00003	0,007	0,00035	0,00001	0,000
Dif_quinta	0,00020	0,00001	0,000	0,00025	0,00003	0,000	0,00018	0,00001	0,000
Dif_sexta	0,00008	0,00001	0,000	0,00008	0,00003	0,005	0,00008	0,00001	0,000

A Tabela 9 apresenta todos os coeficientes em média significativos para as diferenças dos dias da semana em relação à segunda-feira para o spread1 (preço máximo-preço mínimo) no intervalo de 5 minutos. Todos os coeficientes são positivos, sendo o maior spread na quarta-feira no turno da tarde e o menor spread na quarta-feira no turno da manhã. As diferenças médias do spread2 em relação à segunda-feira são apresentadas na Tabela 10.

Tabela 10 - Diferenças em relação à média do spread2 de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.	Coefficiente	E. P.	Sig.
Segunda	-0,00006	0,00001	0,000	-0,00009	0,00002	0,000	-0,00005	0,00001	0,000
Dif_terça	0,00012	0,00001	0,000	0,00019	0,00003	0,000	0,00009	0,00001	0,000
Dif_quarta	0,00006	0,00001	0,000	0,00005	0,00003	0,103	0,00007	0,00001	0,000
Dif_quinta	0,00004	0,00001	0,003	0,00013	0,00003	0,000	0,00000	0,00001	0,749
Dif_sexta	0,00006	0,00001	0,000	0,00016	0,00003	0,000	0,00002	0,00001	0,117

A Tabela 10 demonstra em média todos os coeficientes são significativos para as diferenças dos dias da semana em relação à segunda-feira para o spread2 (preço máximo-preço mínimo) no intervalo de 5 minutos. O maior spread é verificado na terça-feira no turno da manhã e o menor spread na quinta-feira para o total da semana. As diferenças médias da variação da quantidade de títulos em relação à segunda-feira são apresentadas na Tabela 11.

Tabela 11 – Diferenças em relação à média da variação da quantidade de títulos de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	1,164	0,043	0,000	0,959	0,067	0,000	1,244	0,053	0,000
Dif_terça	-0,065	0,059	0,271	-0,046	0,093	0,620	-0,074	0,074	0,320
Dif_quarta	-0,033	0,058	0,588	-0,084	0,090	0,352	-0,016	0,072	0,819
Dif_quinta	-0,086	0,059	0,146	-0,137	0,092	0,139	-0,067	0,074	0,367
Dif_sexta	-0,002	0,060	0,970	0,071	0,093	0,447	-0,030	0,075	0,683

A Tabela 11 apresenta em média os coeficientes da variação da quantidade de títulos em relação à segunda-feira, demonstrando que para todos os dias da semana, no total, turno da manhã e turno da tarde, não apresenta valores significativamente diferentes de zero, portanto não há diferenças significativas na quantidade de títulos negociada ao longo da semana. A Tabela 12 apresenta as diferenças médias da variação da quantidade de títulos ponderada pelo Ibovespa em relação à segunda-feira.

Tabela 12 – Diferença em relação à média da variação da quantidade de títulos ponderada de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	3,043	1,108	0,006	0,939	1,951	0,630	3,869	1,340	0,004
Dif_terça	2,785	1,539	0,070	17,098	2,713	0,000	-2,782	1,859	0,135
Dif_quarta	2,338	1,498	0,119	-0,006	2,652	0,998	3,198	1,807	0,077
Dif_quinta	4,066	1,540	0,008	5,430	2,710	0,045	3,530	1,861	0,058
Dif_sexta	5,853	1,548	0,000	9,668	2,721	0,000	4,351	1,872	0,020

Com relação à Tabela 12 pode-se observar que ponderando a variação da quantidade de títulos pelo índice Bovespa apresenta certas diferenças significativas para o total da semana (quinta e sexta-feira), turno da manhã (terça, quinta e sexta-feira) e para o turno da tarde somente na sexta-feira. Nota-se que em média os coeficientes aumentaram de valores consideravelmente em relação à variação da quantidade de títulos. Na Tabela 13 são apresentadas as diferenças médias da variação do volume financeiro em relação à segunda-feira.

Tabela 13 – Diferença em relação à média da variação do volume de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	1,165	0,43	0,000	0,959	0,067	0,000	1,245	0,054	0,000
Dif_terça	-0,065	0,60	0,273	-0,046	0,093	0,619	-0,074	0,075	0,322
Dif_quarta	-0,032	0,58	0,578	-0,084	0,091	0,353	-0,016	0,073	0,829
Dif_quinta	-0,087	0,60	0,146	-0,137	0,092	0,138	-0,067	0,075	0,368
Dif_sexta	-0,002	0,60	0,873	0,071	0,093	0,446	-0,030	0,075	0,687

A Tabela 13 apresenta as médias dos coeficientes da variação do volume em relação à segunda-feira. Pode-se afirmar que nenhuma das diferenças é significativa, ou seja, em média, não há diferenças no volume financeiro, no intervalo de 5 minutos. Na Tabela 14 são apresentadas as diferenças médias da variação do volume financeiro ponderado pelo Ibovespa em relação à segunda-feira.

Tabela 14 – Diferença em relação à média da variação do volume ponderado de segunda-feira

Dia da Semana	TOTAL			MANHÃ			TARDE		
	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.	Coeficiente	E. P.	Sig.
Segunda	1,091	0,038	0,000	0,923	0,067	0,000	1,157	0,046	0,000
Dif_terça	-0,078	0,053	0,141	-0,066	0,094	0,478	-0,083	0,063	0,193
Dif_quarta	-0,011	0,051	0,837	0,022	0,092	0,811	-0,025	0,062	0,684
Dif_quinta	-0,036	0,053	0,491	-0,099	0,094	0,292	-0,012	0,064	0,850
Dif_sexta	0,060	0,053	0,254	0,204	0,094	0,030	0,004	0,064	0,947

A Tabela 14 demonstra a variação do volume financeiro medido em reais ponderado pelo índice Bovespa para as diferenças dos dias da semana em relação à segunda-feira. Há diferença significativa somente no turno da manhã de sexta-feira, para os outros dias não houve diferenças no intervalo de 5 minutos de análise.

Finalmente, para a avaliação da sazonalidade *intraday* foram calculadas na Tabela 15 as diferenças do turno da tarde em relação ao turno da manhã para as variáveis de retorno e liquidez.

Tabela 15 – Médias diárias para a sazonalidade *intraday*

Variável	Turno	Coeficiente	E. P.	Sig.
Retorno	Manhã	-0,000003	0,000008	0,664
	Dif_tarde	0,000042	0,000009	0,000
Spread1	Manhã	0,004089	0,000007	0,000
	Dif_tarde	-0,001245	0,000008	0,000
Spread2	Manhã	0,000019	0,000007	0,007
	Dif_tarde	-0,000036	0,000008	0,000
Variação da quantidade de títulos	Manhã	0,918000	0,035000	0,000
	Dif_tarde	0,289000	0,041000	0,000
Variação da quantidade de títulos ponderada pelo Ibovespa	Manhã	7,321000	0,900000	0,000
	Dif_tarde	-1,746000	1,061000	0,100
Variação do volume financeiro	Manhã	0,918000	0,035000	0,000
	Dif_tarde	0,289000	0,041000	0,000
Variação do volume financeiro ponderado pelo Ibovespa	Manhã	0,935000	0,031000	0,000
	Dif_tarde	0,199000	0,036000	0,000

Na Tabela 15 é composta com os coeficientes médios do turno da manhã e suas respectivas diferenças para o turno da tarde (Dif_tarde). Praticamente todas as tardes são em média diferentes do turno da manhã, confirmando a existência de diferenças para os turnos dentro de um mesmo dia. Com relação ao retorno, o período da tarde (0,000042) mostrou-se maior que o período da manhã. Com relação à liquidez, observa-se que ambas as medidas apresentam coeficientes negativos no turno da tarde. Já para as medidas de liquidez os coeficientes no turno da tarde são positivos (exceto variação na quantidade de títulos ponderada) indicando que, em média, o turno da tarde apresenta maior quantidade de títulos e volume financeiro.

5. Considerações Finais

O objetivo deste estudo foi investigar o efeito dia da semana e sazonalidade *intraday* no mercado de capitais brasileiro utilizando-se das ações pertencentes ao índice da Bolsa de Valores de São Paulo com dados de alta frequência em termos de retorno e liquidez.

Para o efeito dia da semana, os resultados permitem concluir que a segunda-feira é o dia de maior retorno médio no período analisado. Alguns autores sugerem que tal comportamento é oriundo do fato de que a segunda aglutina os retornos do final de semana. O resultado para terça-feira também merece destaque uma vez que é o único retorno negativo no bloco total. O comportamento desse dia pode ser associado ao chamado efeito Brasília, já que este é o primeiro dia de funcionamento efetivo do congresso brasileiro. Cabe destacar que, esses resultados são diferentes dos apresentados por Bone e Ribeiro (2002), que constataram que a terça-feira apresentava retorno positivo num período amostral diferente. Somando-se as evidências dos dois trabalhos, pode-se conjecturar que a terça-feira seja realmente um dia de bastante expectativa em relação à chegada de novas informações. Assim os retornos médios, positivos ou negativos, serão obtidos em função da interpretação dos agentes destas informações. Com relação aos níveis de liquidez, não há variações expressivas ao longo da semana.

De maneira geral, os resultados para o efeito da sazonalidade *intraday* evidenciam que, em média, no turno da manhã o retorno entre os intervalos de cinco minutos é praticamente nulo e a liquidez é menor do que no turno da tarde. Já no turno da tarde, há um aumento no retorno acompanhado de uma melhora na liquidez. Cabe ressaltar que o menor nível de liquidez observado no turno da manhã pode estar associado ao fato do mercado americano ainda não estar funcionando, devido à diferença de fuso horário. É possível que no início da manhã, o mercado brasileiro apresente um movimento menor por estar na expectativa da chegada de novas informações.

Este trabalho se destaca por manipular dados de alta frequência e pelo esforço em analisar os efeitos dia da semana e sazonalidade *intraday* tanto em termos de retornos quanto em termos de liquidez. No entanto, as pesquisas neste tema ainda podem avançar em diversas direções: (1) análise de outros períodos amostrais; (2) construção de uma amostra mais ampla, incluindo ações menos líquidas; (3) análise comparativa dos retornos com as votações em pauta no Congresso; (4) análise do efeito do horário de abertura do mercado americano sobre a liquidez do mercado brasileiro; e (5) avaliação do efeito sazonalidade *intraday* com uma maior subdivisão de períodos de tempo.

6. Referências

AGGARWAL, R.; RIVOLI, P. Seasonal and day of the week effects in four emerging stock markets. **Financial Review**, v. 24, p. 541-550. 1989.

AGGARWAL, R.; GRUCA T. Intraday trading patterns in the equity options markets. **Journal of Financial Research**, v. 16, p. 285-298. 1993.

AGUIAR, Renato. **Previsibilidade dos retornos no mercado acionário brasileiro**. Dissertação apresentada ao curso de Mestrado Profissionalizante em Economia, 2006. Disponível em: <<http://www.ibmecrj.br/sub/RJ/files/Dissert%20Renato.pdf>>. Acesso em: 10 de dezembro de 2009.

APOLINARIO, R.M.C.; SANTANA, O.M.; SALES, L.J.; CARO, A. R. M. C. Day of the week effect on European stock markets. **International Research Journal of Finance and Economics**, p. 1450-2887, 2006.

ARIEL, R.A. High stock returns before holidays: existence and evidence on possible causes. **The Journal of Finance**, v.45 n.5, p.1611-1626, December. 1990.

BAILLIE, R.T., BOLLERSLEV, T. A multivariate generalized ARCH approach to modeling risk premia in forward foreign exchange rate markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 9, p. 309-324. 1990.

BALTAGI, Badi H. **Econometric analysis of panel data**. 3rd ed. John Wiley & Sons, West Sussex, 302 p. 2008.

BEATTIE N.; FILLION J. F. An intraday analysis of the effectiveness of foreign exchange intervention. **Bank of Canada**, working paper, 99-4. 1999.

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.

CERETTA, P. S.; VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Efeito dia da semana no mercado Brasileiro: uma análise sob a ótica da liquidez, do retorno e da volatilidade. **Anais do XXXIII ENANPAD**, 2008. CD-ROM.

CHAN, K.; CHRISTIE, W.; SCHULTZ, P. Market structure and the intraday pattern of bid-ask spreads for Nasdaq securities. **Journal of Business**, v.68, p. 35-60. 1995

CHOE, H.; SHIN, H. An analysis of interday and intraday return volatility – evidence from the Korean stock exchange. **Pacific-Basin Finance Journal**, p. 175-188, 1993.

CHEUNG, Y. Intraday returns and the day-end effect: evidence from the Hong Kong equity market. **Journal of Business, Finance and Accounting**, p. 1023-1035. 1995.

COPELAND L.; JONES, S. A. Intradaily patterns in two Asian index futures markets: Korea and Hong Kong. **Working Paper presented at EFMA-2000** in Athens, 2000.

CORNETT, M. M.; SCHWARTZ, T. V.; SZAKMARY, A. C. Seasonalities and intraday return patterns in the foreign currency futures market. **Journal of Banking and Finance**, p. 843-869. 1995.

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.; LUMGRUBER, E. F. O Efeito fim de semana durante períodos de abertura e de fechamento das bolsas de valores. **XVII ENANPAD**, Salvador, 1993. CD-ROM.

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.

FAJARDO, J.; PEREIRA, R. Efeitos sazonais no índice BOVESPA. **Brazilian Business Review**, v.5, nº3, p.244-254. 2008.

FAMA, E. F. Efficient capital markets II. **Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617. 1991.

FIGUEIREDO, J. N.; SILVA, W. V.; SOUZA, A. M. Avaliação do efeito dia da semana nos retornos dos índices Bovespa (Brasil), Merval (Argentina) e Dow Jones (Estados Unidos). **Anais do XXII Encontro Nacional de Engenharia de Produção**. Curitiba, 2002. Disponível em: <http://www.abepro.org.br/biblioteca/ENEGEP2002_TR34_0666.pdf>. Acesso em: 10 de dezembro de 2009.

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

GHYSELS, E.; OSBORN, D. R. **The Econometrics analysis of seasonal time series**. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.

GUO, M.; TIAN, G. G. Interday and intraday volatility: additional evidence from the Shanghai stock exchange. **Rev Quant Finan Acc**, v. 28, p. 287-306. 2007.

HARJU, K.; HUSSAIN, S. M. Intraday return and volatility spillovers across international equity markets. **International Research Journal of Finance and Economics**, 2008.

HARRIS, L. A transactions data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 16, p. 99-117. 1986.

_____. The october 1987 S&P 500 stock-futures bases. **Journal of Finance**, v. 44, p. 77-99. 1989.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2ª ed. Cambridge: Cambridge University Press, 366 p. 2003.

HSIAO, C.; LAHIRI, L. F.; LEE K.; PESARAN, M. H. Analysis of panels and limited dependent variable models. **Cambridge University Press**, 1999. UK

JAIN, P. C.; JOH, G. H. The dependence between hourly prices and trading volume. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 23, p. 269-283. 1988.

JAFFE, J.; WESTERFIELD, R. The Weekend effect in common stock returns: the international evidence. **Journal of Finance**, p. 433-454. 1985.

JORDAN, J. V.; SEALE, W. E.; DINEHART, S. J.; KENYON, D. E. The intraday variability of soybean futures prices: information and trading effects. **Chicago Board of Trade**, v. 7, p. 96-109. 1988.

LEMGRUBER, E. F.; BECKER, J. L.; CHAVES, T. B. S. O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. **XII Enanpad**, set. 1988.

MENEU, V.; PARDO, A. Pre-holiday effect, large trades and small investor behavior. **Journal of Empirical Finance**, v. 11, p. 231-246. 2004.

MOREIRA, J. M. S.; LEMGRUBER, E. F. O uso de dados de alta frequência na estimação da volatilidade e do valor em risco para o IBOVESPA. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, p. 100-120. 2004.

MULLER, U. A.; et al. Statistical study of foreign exchange rates, empirical evidence of a price scaling law, and intraday analysis. **Journal of Banking and Finance**, v. 14, p. 1189-1208. 1990.

OLIVEIRA, L. J. C. Modelando a Volatilidade de Retornos em Alta Frequência. 2008. 97 p. Dissertação (Mestrado) – **Faculdade Ibmecc**, São Paulo. 2008.

PAGANO, M.; PENG, L.; SCHWARTZ, R. **The quality of price formation at market openings and closings: evidence from the Nasdaq stocks market**. 2008. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1107378>. Acesso em: 15 de dezembro de 2009.

PARK, B.U.; SICKLES, R.C.; SIMAR, L. **Semiparametric efficient estimation of dynamic panel data models**. Belgium 2002. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/cpd/2002/62_Sickless.pdf>. Acesso em: 14 de dezembro de 2009.

SANTOS, J.O.; MUSSA, A.; RÊGO, R.H.T.; SILVA, R. O. R. C. Anomalias do mercado acionário: a verificação do efeito segunda-feira no Ibovespa, no período de 1986 a 2006. **Revista Gestão USP**, Abril de 2008. Disponível em: <<http://www.congressousp.fipecafi.org/artigos72007/132.pdf>>. Acesso em: 10 de janeiro de 2010.

SILVA, E. A. C.; LIMA, R. E. Evidências Empíricas do Efeito Janeiro no Mercado Acionário Brasileiro. **IV Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia**. 2007.

SMIRLOCK, M.; STARCKS, L. A further examination of stock price changes and transaction volume. **Journal of Financial Research**, v.8, p. 217-225. 1985.

TANG, G. Y. N.; LUI, D. T. W. Intraday and intraweek volatility patterns of Hang Seng Index futures, and a test of the wait-to-trade hypothesis. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 10, p. 475-492. 2002.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/iliquidez no mercado brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. **Base (UNISINOS)**, v. 5, p. 5-16. 2008.

VIJH, A. M. Potential biases from using only trade prices of related securities on different exchanges: a comment. **Journal of Finance**, v. 43, p. 1049-1055. 1988.

YANG, J.; WANG, T. Nonlinearity and intraday efficiency tests on energy futures markets. **Energy Economics**, 32, p. 496-503. 2010.