

# EFEITO CALENDÁRIO E SUA INFLUÊNCIA SOBRE O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

## Resumo

Os retornos dos ativos financeiros têm sido frequentemente estudados por intermédio de anomalias de mercado designado como efeito calendário. Esta anomalia pode ser definida como um conjunto de teorias que admitem que certos períodos da semana, mês ou ano, os preços estão mais vulneráveis a variação acima ou abaixo da média. Devido a essas anomalias, surge o interesse em um novo ramo de estudos na teoria financeira, as Finanças Comportamentais. Esse novo ramo veio para desafiar o paradigma imposto pela hipótese do mercado eficiente (HME) de que o agente econômico comporta-se de maneira racional. Assim, esse trabalho tem por objetivo verificar a existência, no mercado acionário brasileiro, do Efeito Calendário sobre o volume, o retorno e o desvio de negociações. Em específico, estuda se os meses do ano, o tempo e os dias posteriores e anteriores aos feriados provocam algum tipo de comportamento nos agentes econômicos que irá refletir no volume, no retorno e no desvio de negociações. Utilizou os dados do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo, no período de 1995 a 2011. Verificou a existência de sazonalidades e estas afetaram de maneira direta ou indireta as variáveis em estudo.

## 1.Introdução

O mercado de capital tem apresentado anomalias que são frequentemente estudadas. Um conjunto específico destas anomalias, como o efeito dia da semana e o efeito janeiro, são designadas como *efeito calendário*. O assunto tem atraído o interesse dos agentes econômicos que estão envolvidos no desenvolvimento estratégico de negociações, pois permitem que estes visualizem as imperfeições do mercado ou sinais de diminuição da eficiência de informação no mercado. Salles (2005) afirma que o estudo do tema permite um conhecimento mais aprofundado do comportamento da série temporal de retornos dos ativos financeiros e tem no estudo de finanças sua importância, pois a existência deste efeito sobre os retornos vai contra a teoria de mercado eficiente. Vários estudos têm sido elaborados sobre sazonalidade dos retornos de ativos financeiros, por meio dessas anomalias de mercado em razão da ineficiência associada ao efeito calendário. Esse efeito é um conjunto de teorias que admitem que certos períodos da semana, mês ou ano, os preços estão mais vulneráveis à variação de preços acima ou abaixo da média, portanto, representado momentos bons ou ruins para investir.

Ressalta-se, porém, que o tema é ainda novo e tem sido tema de muita discussão no meio acadêmico, tendo de um lado os defensores da hipótese de eficiência e, de outro, os adeptos da corrente das finanças comportamentais. O principal argumento dos primeiros é que as anomalias identificadas não podem ser generalizadas e não são consistentes ao longo do tempo (Famá *et al*, 2007)

A teoria de mercado eficiente é baseada em um comportamento humano racional. Com isso, pode-se dizer que os mercados são operados por agentes que atuam sob racionalidade ilimitada, formando expectativas não-viesadas sobre eventos futuros (Milanez, 2003). Portanto, aspectos comportamentais são considerados irrelevantes, não devendo afetar o preço de um ativo. As pesquisas na área de Finanças Comportamentais constatam a existência de que o mercado possui anomalias que impedem que o preço de um ativo seja formado pelas expectativas futuras de benefícios.

Devido a essas anomalias, surge o interesse em um novo ramo de estudos na teoria financeira, as Finanças Comportamentais. Esse novo ramo faz com que haja integração entre modelos financeiros tradicionais, métodos quantitativos, economia e psicologia. Além disso, as finanças comportamentais vieram para desafiar o paradigma imposto pela hipótese do mercado eficiente (HME) de que o agente econômico é 100% racional. E pelo fato de não agir de maneira racional tem impactado o comportamento do mercado. Kimura (2003) complementa que os defensores das finanças comportamentais defendem a possibilidade de ganhos inéditos decorrentes de distorções previsíveis nos preços dos ativos financeiros.

Diversas pesquisas já mostraram que o retorno do mercado acionário é influenciado pelo efeito calendário (JACOBS; LEVY, 1988), eclipses (LEPORI, 2009), número do código da empresa (AREDDY, 2010), entre outros. Segundo Bruni e Fama (1998), as principais anomalias dos mercados de capitais podem ser classificadas como anomalias de calendário, fundamentais, técnicas e outras. As anomalias de calendário são uma das mais persistentes detectadas nos mercados de capitais de diversos países. São relevantes sua investigação para verificar se elas são casos especiais da teoria ou se existe necessidade de criar uma nova teoria. Para Halfeld e Torres (2001), os pesquisadores do tema têm um grande desafio que é provar que tais anomalias de comportamento são realmente previsíveis e podem modificar o mercado de forma definida.

Dentre as anomalias designadas como efeito calendário a sexta-feira 13 é um exemplo. No trabalho realizado por Silva e Ferreira (2010), que tinha por objetivo verificar a existência da superstição e seu efeito no mercado acionário brasileiro, conclui-se que o retorno é menor nos dias 13, numa sexta-feira. E que este efeito também ocorre nos dias 13 de agosto.

Assim, é possível afirmar que o efeito calendário já se encontra razoavelmente comprovado na literatura financeira, entretanto, os estudos não analisam o impacto sobre o volume de negociações realizadas e a volatilidade (desvio) do mercado. Neste sentido, o objetivo deste trabalho é verificar a existência, no mercado acionário brasileiro, do Efeito Calendário sobre o volume, o retorno e o desvio de negociações. Em específico, estuda se os meses do ano, o tempo e os dias posteriores e anteriores aos feriados provocam algum tipo de comportamento nos agentes econômicos que irá refletir no volume de negociação, no retorno e no desvio de negociações da Bolsa de Valores de São Paulo.

Para que o objetivo do artigo seja realizado, o mesmo está dividido em cinco partes, incluindo esta introdução. A seguir é realizada uma revisão da literatura do efeito calendário, em específico do efeito mês-do-ano e do dia-da-semana. A terceira parte explica a metodologia aplicada no estudo. A quarta tem-se a análise dos dados. O estudo é finalizado com as considerações finais que se encontra na quinta parte.

## **2. Fundamentação Teórica**

### **2.1 Efeito mês-do-ano**

De acordo com Costa Jr. (1990), a existência do efeito mês-do-ano é em consequência de retornos mensais de ativos de risco diferentes, ao longo dos meses do ano. É também conhecido por Efeito Janeiro, pois as primeiras pesquisas foram feitas no mercado acionário americano e lá ter sido detectado um retorno maior no mês de janeiro do que em outros meses do ano. Wachtel (1946) foi o primeiro a identificar esse fenômeno no mercado acionário utilizando a média do índice *Dow Jones*.

Posteriormente, Rozeff e Kinney (1976) estudaram essa anomalia com mais detalhe. Haugen e Jorion (1996) comentam que, o chamado efeito janeiro talvez seja o exemplo mais conhecido de comportamento anormal no mercado de ações em todo o mundo.

Ritter (1988) aborda que um grande número de anomalias tem sido descobertas no retorno das ações como o efeito da virada do ano. Esse efeito refere-se ao fenômeno no qual *small stocks* têm retornos muito elevado durante o período que compreende entre o último dia das transações acionárias em dezembro e continua em janeiro, embora com o efeito de torna-se progressivamente menor conforme o fim do mês chegue. O autor enfatiza que o efeito ocorre com regularidade surpreendente e é significativamente relevante em magnitude econômica, pois durante 1971 a 1985 a diferença média dos retornos entre *small* e *large stocks* foi de 8,17% para os primeiros dias de negociação do ano.

Estudos mais recentes vieram para confirmar esse efeito no mercado acionário americano. Sum (2011) afirma a existência do efeito janeiro e que seus retornos médios foram mais elevados na década de 1970 em comparação com outras décadas (1959 a 2007).

No caso do Brasil não foram encontradas evidências empíricas do Efeito Janeiro no comportamento dos retornos mensais do Ibovespa. Silva e Lima (2007) realizaram um trabalho cujo objetivo era buscar evidências empíricas da existência de anomalias relacionadas ao mês de janeiro no mercado acionário brasileiro. Os dados utilizados pelos autores compreendem o período entre 1994 a 2006. Segundo os autores, não há evidências do Efeito janeiro no comportamento dos retornos mensais do Ibovespa no período pós-real. Com isso, hipóteses que explicam esta anomalia não podem ser confirmadas para o caso do mercado acionário brasileiro, ou seja, hipóteses que geram explicações coerentes para o Efeito Janeiro em outros países não podem ser aplicadas ao Brasil.

O Brasil não apresenta anomalia no mês de janeiro conforme os estudos citados. No trabalho realizado por Torres *et al* (2002), os autores observaram em suas análises a existência de sazonalidade em abril, outubro e novembro. Sendo que nos meses dez e onze têm forte influência sobre os retornos de médio prazo. Eles ainda concluíram que a sazonalidade mensal é uma variável relevante na previsão do comportamento do retorno

## **2.2 Efeito dia-da-semana**

Existem outras sazonalidades além do efeito mês-do-ano como o efeito dia-da-semana. Esse efeito está relacionado ao fato de os retornos diários de ativos de risco serem diferentes ao longo dos dias da semana. Um estudo elaborado por Costa Jr. (1990) no Brasil, estudou o comportamento das variações das cotações do Ibovespa, no período de janeiro de 1986 a março de 1989. O autor conclui que existia o efeito dia da semana, ou seja, as variações no preço dos índices nos dias da semana eram menores comparados com as variações mais próximas ao final da semana. O autor ainda ressalta que grande parte das pesquisas a respeito desse assunto, encontrou um retorno menor nos primeiros dias da semana quando comparados aos últimos dias.

Famá *et al* (2007) fizeram um estudo do comportamento dos retornos diários de ações do mercado de capitais brasileiro, com a intenção de analisar a existência do efeito segunda-feira, no período de 1986 a 2006. Os autores concluíram, com a ajuda da análise dos resultados, a existência desta anomalia, uma vez que a média dos retornos do Ibovespa das segundas-feiras mostrou-se inferior à média dos demais dias da semana.

Ceretta e Costa Jr. (2000) verificaram a existência do efeito dia da semana em alguns países da América Latina. Os autores concluíram que no Peru e na Venezuela existe esse efeito, que torna baixo ou negativo as variações nos índices de preços na segunda-feira e positivo na sexta-feira para o período analisado (janeiro de 1994 a junho de 1999). Já no estudo elaborado por Bone e Ribeiro (2002) o objetivo foi apresentar evidências sobre as diferentes formas da hipótese de eficiência fraca no mercado acionário brasileiro para os efeitos dia-da-semana e dia próximo aos feriados. A partir disso, foi estudado a previsibilidade de retornos baseados nos retornos passados com patamares de retornos diferenciados por características de dias de pregão. Eles chegaram a conclusão que o passado dos retornos auxilia na previsão dos retornos das ações do Ibovespa, para aproximadamente metade das ações estudadas, e que o efeito de dia da semana existe, sendo que, o dia mais diferenciado em termos de retornos médios é a terça-feira, no qual foi apelidado de “efeito Brasília”. Por outro lado, dias anteriores e posteriores a feriados possuem retornos médios diferenciados para uma pequena minoria de ações.

Um dos fenômenos que tem alterado o comportamento decisório do agente econômico é a *representatividade* e, conseqüentemente, alterando o retorno. Segundo Mosca (2009), esse tipo de fenômeno é observado quando nossa avaliação referente a eventos futuros é, na maioria das vezes, reflexo de eventos passados recentes ou presentes. Ele ainda cita que essa tendência de comportamento de tentar prever o futuro com base no passado é encontrada em diferentes esferas da atividade humana.

O retorno tem sido uma das variáveis que tem afetado de maneira errônea o comportamento do investidor. Ao investir na bolsa de valores baseando-se no período anterior que teve alta, estará comprando bolsa a preço elevado. E estará se comportando de maneira inversa ao tomar como base a rentabilidade passada, pois irá comprar caro e vender barato. Mosca (2009) afirma que essa tendência comportamental não permite o investidor, que tem por base a rentabilidade passada, de rebalancear seus investimentos para mantê-los alinhados com seus objetivos e propensão ao risco.

### **3. Metodologia**

Devido ao objetivo proposto, esta é uma pesquisa com enfoque quantitativo e com a realização testes estatísticos. Para a realização de tais testes foi feita uma coleta de uma amostra de 4210 dados diários do site do Banco Central do Brasil ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)), referente ao período de 1995 a 2011; a escolha do período em análise foi decorrente a estabilidade financeira da moeda (a partir de 1994).

Os dados utilizados na presente pesquisa caracterizam-se como séries temporais. Conforme Gujarati (2006), uma série temporal é um conjunto de valores que uma variável assume ao longo do tempo. Esses dados representam as cotações diárias de fechamento do Ibovespa da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). A escolha do Ibovespa procedeu pelo fato de ser considerado o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro; isso se deve ao fato de retratar o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa e de sua tradição, pois manteve sua integridade em sua série histórica e não teve, desde sua implantação em 1968, modificações metodológicas (Bovespa, 2012).

Para o cumprimento do objetivo do artigo será calculado três regressões lineares múltiplas tendo como variáveis dependentes o volume, retorno e a volatilidade do mercado, assim como variáveis independentes os meses do ano, dias anteriores e posteriores aos feriados e o tempo. Alguns procedimentos foram usados para testar-se a

existência do Efeito Calendário. Primeiramente a estrutura de dinâmica de cada modelo foi selecionada e os parâmetros foram estimados. Posteriormente, foram realizados testes econométricos para avaliar os pressupostos considerados. Após essas constatações empíricas será realizada uma análise para se verificar de que maneira essas variáveis se comportam em relação ao volume, ao retorno e ao desvio. Para a estimação dos modelos e dos testes econométricos foi utilizado o software SPSS.

As variáveis dependentes podem ser definidas da seguinte forma:

VOLUME = compreende o número de negociações registradas no dia na Bolsa de Valores de São Paulo;

RETORNO = corresponde ao retorno do índice Ibovespa, calculado da seguinte forma:

$$RETORNO = \text{Ln} \frac{Ibovespa_t}{Ibovespa_{t-1}}$$

DESVIO = corresponde ao modelo Riskmetrics de volatilidade. A variância é calculada através da seguinte expressão:

$$\sigma_t^2 = \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) RETORNO_t^2$$

Onde  $\lambda$  é o parâmetro considerado pelo Riskmetrics. Segundo Christoffersen (2003) este parâmetro foi estimado para diferentes tipos de ativos como sendo igual a 0,94. O modelo Riskmetrics consegue expressa com um grau bastante razoável de precisão o risco de um mercado, refletindo de maneira muito rápida as mudanças ocorridas no ambiente.

Abaixo se encontram as equações com os pressupostos já considerados:

$$VOLUME = a + b_1 TEMPO + b_2 DFERANT + b_3 DFERDEP + b_4 SEXTA13 + \sum_{i=12}^n i MES + \delta \quad \text{[Equação 1]}$$

$$RETORNO = a + b_1 TEMPO + b_2 DFERANT + b_3 DFERDEP + b_4 SEXTA13 + \sum_{i=12}^n i MES + \delta \quad \text{[Equação 2]}$$

$$DESVIO = a + b_1 TEMPO + b_2 DFERANT + b_3 DFERDEP + b_4 SEXTA13 + \sum_{i=12}^n i MES + \delta \quad \text{[Equação 3]}$$

Em que:

TEMPO = variável para o tempo correspondendo a uma progressão aritmética, com razão 1, de primeiro termo igual a 1.

DFERANT = variável binária para os dias anteriores aos feriados,

DFERDEP = variável binária para os dias posteriores aos feriados,

MÊS = variável para os meses do ano

SEXTA13 = corresponde a variável binária para os dias de sexta, 13.

$\delta$  = termo de erro. O termo de erro representa todas aquelas variáveis omitidas no modelo, mas que, coletivamente, afetam a variável explicada.

Ao determinar as regressões, se os valores dos coeficientes angulares forem significativos para as variáveis explicativas incluídas no modelo, isto irá comprovar as hipóteses abordadas no artigo.

Para a inclusão das variáveis independente em cada modelo foi utilizado o método *stepwise* que se baseou no valor estatístico *t*. No presente modelo foi estabelecido que para a inclusão de tais variáveis explicativas o *t* estatístico deve ser maior que módulo de 2, quanto maior esse valor melhor é a variável.

Para a significância foi considerado que seu valor deve estar abaixo de 0,05, ou seja, menor do que 5%. Quando o modelo econométrico apresentar um nível de significância abaixo de 5%, a regressão correspondente ao modelo é boa. Os três modelos apresentam boa regressão.

#### 4. Análise dos Dados

Os resultados encontrados para a equação 1 estão apresentados na tabela 1A.

Variável Dependente: Volume			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T
CONSTANTE	-1204,713	51,824	-23,246
TEMPO	1,654	0,020	82,589
OUTUBRO	316,462	87,832	3,603
JULHO	-184,953	87,673	-2,110
FERANTES	-303,095	120,775	-2,510
ABRIL	227,627	91,875	2,478
FEVEREIRO	222,465	94,043	2,366
R-quadrado	0,620		
Estatística F	1142,273		
Significância	0,000		
Durbin-Watson	0,856		

Tabela 1A – Resultado da equação 1

Fonte: Dados do trabalho

A partir dos resultados apresentados na Tabela 1 é possível concluir que a variação do volume de negociação na bolsa possui relação direta com o tempo, o mês de outubro, abril e fevereiro; e relação inversa com o mês de julho e dia antes dos feriados. Assim, o volume de negociação do mercado acionário brasileiro aumenta nos meses de outubro, abril e fevereiro, mas reduz no mês de julho e antes dos feriados. Destes, o mês de outubro é aquele que apresenta maior coeficiente angular: dias de negociação neste mês aumenta o volume em 316,462. O valor do  $R^2$  indica que a regressão explica 62% do comportamento do volume de negociação, sendo significativo.

O resultado do Durbin-Watson foi relativamente reduzido, conforme Field (2009). Isto significa dizer que os resíduos não são aleatórios. Este resultado pode ser corrigido incluindo variáveis dummies temporais no modelo. Com duas destas variáveis, o modelo final encontra-se na tabela 1B.

Variável Dependente: Volume			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T
CONSTANTE	-891,517	81,795	-10,899
TEMPO	1,692	0,016	108,299
DUMMY 1	-1389,802	72,689	-19,120
DUMMY 2	723,378	73,636	9,824
OUTUBRO	343,936	67,998	5,058
FEVEREIRO	277,890	72,595	3,828
JULHO	-302,281	67,986	-4,446
FERANTES	-278,171	91,887	-3,027
MARÇO	-166,286	68,009	-2,445
SETEMBRO	-149,258	68,981	-2,164
R-quadrado	0,777		
Estatística F	1628,517		
Significância	0,000		
Durbin-Watson	1,463		

Tabela 1B – Resultado da equação 1 (Com variáveis dummies)

Fonte: Dados do trabalho

A inclusão das variáveis dummies, além de melhorar o resultado do teste Durbin-Watson também melhorou o coeficiente de determinação. O resultado das variáveis independentes que fazem parte da regressão final é praticamente o mesmo daquele que se encontra na tabela 1A, com a troca do mês de abril, com o sinal positivo, por setembro, com o sinal negativo.

Para a equação 2 foram apurados os resultados apresentados na Tabela 2.

Variável Dependente: Retorno			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T
CONSTANTE	0,000	0,000	0,948
FERDEPOIS	0,006	0,002	3,429
R-quadrado	0,003		
Estatística F	11,755		
Significância	0,001 <sup>a</sup>		
Durbin-Watson	1,955		

Tabela 2 – Resultado da equação 2

Fonte: Dados do trabalho

Conforme os resultados, conclui-se que a variável FERDEPOIS é a única que influencia significativamente o retorno, sendo este maior, em 0,6% nos dias posteriores aos feriados. As outras variáveis não foram significativas a ponto de serem incluídas no modelo. O R<sup>2</sup> é baixo, pois apenas 0,3% da variação do retorno é explicada. Entretanto, a estatística F indica que a regressão ajuda a explicar o comportamento do retorno do mercado. A estatística DW mostra que os erros são aleatórios.

Os valores esperados para a equação 3 estão apresentados na tabela 3, a seguir.

Variável Dependente: Desvio			
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estat. T
CONSTANTE	0,036	0,001	33,565
TEMPO	-6,687E-6	0,000	-16,072
MARÇO	0,021	0,002	11,731
ABRIL	0,012	0,002	6,469
MAIO	0,004	0,002	2,045
R-quadrado	0,093		
Estatística F	108,399		
Significância	0,000 <sup>d</sup>		
Durbin-Watson	0,070		

Tabela 3 – Resultado da equação 3

Fonte: Dados do trabalho

Nesse último teste econométrico pode-se observar que há uma relação positiva entre a volatilidade e os meses de março, de abril e de maio. Com isso, nesses meses o risco ao investir na Bolsa de Valores de São Paulo é maior do que nos outros meses do ano. Outra conclusão que se pode chegar, ao analisar a variável tempo, é que no espaço amostral de 1995 a 2011 o risco tem diminuído em  $6,687 \times 10^{-6}$ .

Somente 9,3% da variação da variável dependente desvio pode ser explicada pela equação, mas o valor do F indica que a expressão é significativa. O valor da estatística Durbin-Watson é reduzido. Foram realizadas tentativas no sentido de melhorar este valor, introduzindo três variáveis dummies no modelo, mas o resultado ainda apresentou um valor reduzido.

## 5. Considerações Finais

Devido as anomalias apresentadas pelo mercado de capital, designadas como efeito calendários, e o interesse dos agentes econômicos em visualizar as imperfeições ou sinais de diminuição da eficiência da informação do mercado, o presente estudo teve por objetivo verificar a existência, no mercado acionário brasileiro, do Efeito Calendário sobre o volume, o retorno e o desvio de negociações.

Os diversos testes econométricos realizados permitem afirmar que as variáveis independentes que influenciam significativamente o volume de negociações na Bolsa de Valores são os meses de fevereiro, abril, julho e outubro, os dias anteriores a feriados e o tempo. Sendo que julho e o dia que antecede ao feriado tende a diminuir de forma significativa o volume de negociações. No caso dos meses que influenciam a variável em estudo, outubro é o mês em que o agente econômico tem realizado mais negociações na Bolsa de Valores. E com o decorrer do tempo, de acordo com o período em análise (1995 a 2011), o número de negociações tem aumentado.

Já no caso da variável retorno a única variável independente que influencia de forma significativa foi o dia posterior ao feriado. Esse dia tende a aumentar o retorno dos agentes econômicos. O comportamento da variável em análise é pouco explicado, e um dos motivos é pelo fato do valor estatístico do  $R^2$  ser baixo, igual a 0,003. Ou seja, apenas 0,3% da variação do retorno é explicada pela variável independente que corresponde aos dias posteriores aos feriados.

Para a variável desvio, que corresponde o risco ao negociar na Bolsa de Valores, os meses que tem representado maior risco para o investidor é abril, maio e março (sendo este o mês em que se tem maior risco ao investir). Com a realização de testes



pode-se concluir que no decorrer do período em análise o risco tem diminuindo, proporcionando maior segurança para o agente econômico nos dias atuais.

É interessante notar que a variável independente SEXTA13 não foi significativa em nenhum dos casos, ao contrário que foi encontrado por Silva e Ferreira (2010).

Como sugestão para novas pesquisas sugere que a longa série histórica seja decomposta em subperíodos, permitindo uma análise dos diferentes momentos econômicos que ocorreram no período estudado. Isto talvez pudesse resolver o problema de resíduos encontrado na terceira equação.

## Referências

AREDDY, James. Chinese Investors Crunching Numbers Are Glad to See 8s. **Wall Street Journal**. Disponível em: <[http://online.wsj.com/public/article/SB117994449875112338-WOd8jDTvtIcQnx8TIBGxDYyO8cE\\_20070531.html?mod=blogs](http://online.wsj.com/public/article/SB117994449875112338-WOd8jDTvtIcQnx8TIBGxDYyO8cE_20070531.html?mod=blogs)>. Acesso em 12 de janeiro de 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)> Acesso em 29 de dezembro de 2011.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO. Mercado – Índices. São Paulo, [2005]. Disponível em <[www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br)> Acesso em 8 de janeiro de 2012.

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

BRUNI, A.L.; FAMÁ, R. **Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidência**. Caderno de Pesquisas em Administração, São Paulo, v.1, n.7, p. 71-85, abril/junho 1998.

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

CHRISTOFFERSEN, Peter. **Elements of financial risk Management**. Amsterdam: Academic Press, 2003.

COSTA JR, N. C. A. Sazonalidades do IBOVESPA. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, jul/set 1990.

FAMÁ, R.; GUEVARA, A.; MUSSA, A.; SANTOS, O.; TROVÃO, R. **Anomalias do Mercado Acionário: a verificação do Efeito Segunda-Feira no IBOVESPA, no Período de 1986 a 2006**. Sétimo Encontro Brasileiro de Finanças, 2007.

FIELD, Andy. **Discovering statistics using SPSS**. Los Angeles: Sage, 2009.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HALFELD, M.; TORRES, F. L. **Finanças Comportamentais: aplicações no contexto brasileiro**. RAE - Revista de Administração de Empresas, n. 2, pág. 64-71. Abr/Jun, 2001.

HAUGEN, R.A.; JORION, P. **The January effect: still there after all these years**. Financial Analysts Journal, p.27-31, January-February, 1996.

JACOBS, B.; LEVY, K. Calendar Anomalies: Abnormal returns at calendar turning points. **Financial Analysts Journal**. Nov-dez, 1988, p. 28-39.

KIMURA, H. Aspectos comportamentais associados às reações do mercado de capitais. **RAE-eletrônica**, v. 2, n. 1, jan/jun 2003.

LEPORI, G. Dark omens in the sky: do superstitious beliefs affect investment decisions?. **SSRN**. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1428792](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1428792)>. Acesso em 12 de janeiro de 2012.

MILANEZ, D.Y. **Finanças comportamentais no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia das Instituições e do Desenvolvimento) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

MOSCA, A. **Finanças comportamentais: gerencie suas emoções e alcance sucesso nos investimentos**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

RITTER, J.R. The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year. **Journal of Finance**. Vol. XLIII, n.3, 1988.

ROZEFF, M.; KINNEY, W. Capital Market Seasonality: The Case of Stock Market Returns. **Journal of Financial Economics**, 2:379-402, 1976.

SALLES, A. **Evidências adicionais sobre a sazonalidade dos retornos diários do mercado de ações brasileiro**. XXV Encontro Nacional de Engenheiro de Produção, 2005.

SILVA, C.; FERREIRA, J. **A influência da superstição no mercado de capitais brasileiro: sexta-feira 13**. 7º. Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade, 2010.

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

SUM, V. **The January and size effects on stock returns: more evidence**. University of Maryland – Eastern Shore, USA, 2011.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. **A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro**. Revista Brasileira de Economia, vol.56, n. 2, Rio de Janeiro abr./Jun, 2002.

WACHTEL, S. Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. **Journal of Business**, 15, p.184-193, 1946.