

Pessimismo nas segundas-feiras: uma análise do Efeito Dia da Semana no mercado de capitais brasileiro em períodos de crise e de estabilidade.

VERÔNICA DE FÁTIMA SANTANA

USP - Universidade de São Paulo
veronica.santana@usp.br

LEANDRO MANZOLI TROVATI

Universidade Federal do Rio Grando do Sul
leandro.mtr@hotmail.com

1 INTRODUÇÃO

De acordo com a Hipótese da Eficiência de Mercado (HEM), não é possível obter ganhos anormais, uma vez que os preços dos ativos no mercado refletem todas as informações sobre a empresa em questão e que todos os agentes são racionais e tem, portanto, expectativas homogêneas. Dessa forma, os preços de mercado são resultado dessas expectativas a respeito do valor econômico e da geração de fluxos de caixa futuros das empresas em questão (NAKAMURA; MENDONÇA, 2003).

A HEM tem sido abordada em vários trabalhos como nos artigos de Jensen (1978) e Bruni e Famá (1998). De modo geral, a eficiência de mercado é caracterizada nesses trabalhos como a coerência entre o preço dos ativos e as informações obtidas sobre o mercado de forma não tendenciosa.

No entanto, para desafiar a HME, surgiram os estudos das finanças comportamentais. Esses estudos consideram o comportamento irracional dos investidores, que levam em consideração todas as informações disponíveis, cometem erros, e agem de acordo com suas crenças e valores culturais.

Os defensores das finanças comportamentais julgam que é sim possível obter ganhos anormais no mercado financeiro, pois existem anomalias no comportamento dos preços dos ativos que são previsíveis e podem ser exploradas. De certa forma, os estudos sobre as finanças comportamentais procuram humanizar o agente econômico tomador de decisões do mercado financeiro ao incorporar os aspectos psicológicos do indivíduo no processo de alocação de recursos. Essa incorporação limita a racionalidade dos agentes, pressuposto da Hipótese de Eficiência dos Mercados (CASTRO JÚNIOR; FAMÁ, 2002).

As principais evidências desfavoráveis à HEM são as anomalias de calendário, fundamentais e técnicas. Dentre as anomalias de calendário existem o Efeito Janeiro, Efeito da Mudança do Mês e Efeito Dia da Semana, ou Efeito Dia da Semana. Apesar dos inúmeros estudos a respeito da HME, não há evidências conclusivas na literatura a respeito da existência, ou não, dessas anomalias.

Em períodos de crise, a irracionalidade dos investidores é mais acentuada. Segundo Aranha (2006), os sentimentos de ganho e perda são assimétricos. Segundo o autor, a perda tem maior impacto emocional do que um ganho de mesma magnitude, em qualquer pessoa. Ou seja, o desgosto em perder determinado valor é mais intenso que o gosto de ganhar esse mesmo valor. Assim, em épocas de crise, comportamentos como o de “manada”, que segundo Scharfstein e Stein (1990) ocorre sempre que um investidor ou agente financeiro ignora suas informações particulares e segue a conduta de outros investidores, são responsáveis por grandes movimentos nos preços sem fundamento analítico.

Assim, os preços em períodos de crises financeiras se comportam de forma diferente que em períodos de estabilidade. Chaudhury (2011), por exemplo, verificou que o índice estadunidense S&P 500, no período da crise de 2007/2008, apresentou retornos médios negativos, volatilidade de mais de 200%, e aumento significativo nos betas.

1.1 Problema de Pesquisa e Objetivo

Tendo em vista a diferença de comportamento dos preços em épocas de crise e de estabilidade, questiona-se se as evidências de anomalias de mercado se alteram nesses períodos; se, por exemplo, crises financeiras favorecem tais anomalias.

Buscando esclarecer o assunto, este trabalho objetivou analisar o índice IBovespa em períodos de queda (caracterizados por crises financeiras) e de estabilidade dentro do período de janeiro de 2003 a abril de 2012, averiguando se o efeito segunda-feira (pressuposto pelas Finanças Comportamentais e negada pela HEM) acontece e se ele se comporta de forma diferente nesses períodos.

Para tanto, foram coletados dados diários do fechamento do IBovespa, separando a amostras em períodos diferentes, e então foi estimada uma regressão que representa o comportamento do retorno desse índice para identificar se nas segundas-feiras esse retorno é estatisticamente menor que nos demais dias, ou não.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Segundo Jensen (1978), a eficiência do mercado é caracterizada pela incapacidade de se obter lucro econômico (lucro anormal) com base na disponibilidade de informações.

Um mercado é considerado eficiente se os preços dos ativos nele negociados refletem o consenso geral sobre a economia, o mercado financeiro e a empresa específica envolvida. Nessa situação, os preços dos ativos negociados refletem todas as informações, passadas e presentes, públicas e privadas, e se ajustam imediatamente ao surgimento de algum dado novo. Assim, não existe a possibilidade de um investidor elaborar uma estratégia diferenciada, já que ele possui as mesmas informações que os outros, e reagirá racionalmente, assim como os demais de forma que a remuneração máxima possível de ser obtida é a do risco assumido, lucros anormais são inconcebíveis (LOPES; MARTINS, 2007)

Para Fama (1970), são três as condições que evidenciam a eficiência dos mercados: a inexistência de custos de transação, a disponibilidade de informação a custo zero a todos os agentes do mercado e o consenso sobre os efeitos das informações nos preços dos ativos. Essas condições foram consideradas suficientes para a eficiência dos mercados, mas não necessárias.

Num mercado eficiente, a competição entre muitos participantes inteligentes leva a uma situação onde os preços reais dos ativos individuais já refletem os efeitos das informações a qualquer momento, tanto com base em eventos passados quanto aos esperados no futuro. Ou seja, em um mercado eficiente, o preço de um ativo será uma boa estimativa do seu valor intrínseco, em qualquer momento (FAMA, 1965).

Há autores que não acreditam na eficiência de mercado. Para Aldrich e Milanez (2005), é mais coerente com a realidade assumir que as decisões financeiras tomadas pelos agentes são determinadas por vieses cognitivos. Eles mostraram como as anomalias de ganhos no mercado financeiro, que não podem ser explicadas pela Hipótese dos Mercados Eficientes, podem ser explicadas pela Teoria das Finanças Comportamentais, cujo um dos principais conceitos é a aversão à perda.

Lima (2003), mostra os três temas que agrupam os fenômenos psicológicos que se espalham pelo campo das finanças. O primeiro tema é o viés heurístico, segundo o qual os indivíduos cometem erros por acreditarem em suposições. O segundo tema é a subordinação à forma, no qual a forma e a estrutura com a qual o problema se apresenta influencia os tomadores de decisão. Por fim, a noção de Mercados Ineficientes esclarece que erros e diferentes estruturas de problemas afetam os preços estabelecidos no mercado, fazendo com que os preços dos ativos se desviem de seus respectivos preços fundamentais.

As Finanças Comportamentais buscam, sobretudo, encontrar as reais justificativas para a não ocorrência da eficiência e racionalidade dos mercados. Estudos empíricos trazem

evidências dessa irracionalidade, refletida nas chamadas anomalias de mercado, que são comportamentos irracionais do mercado, não explicados pela teoria tradicional de Finanças. Segundo Bruni e Famá (1998), as principais evidências desfavoráveis à teoria de eficiência de mercados podem ser classificadas como anomalias de calendário, fundamentais e técnicas.

As anomalias de calendário, dentre elas o efeito segunda-feira, ou efeito dia da semana, são largamente estudadas. Lakonishok e Smidt (1988), por exemplo, usaram dados diários do índice Dow Jones, referentes a um período de noventa anos (de 1897 a 1986), e encontraram padrões nas taxas de retorno na mudança da semana, do mês, do ano e também em feriados.

Ainda para os Estados Unidos, mas estudando o índice Standard and Poor's (S&P) 500, French (1980) encontrou que o retorno médio das segundas-feiras, no período de 1953 a 1977, é significativamente negativo, enquanto nos outros quatro dias da semana é positivo. Nos mercados emergentes também há estudos do efeito segunda-feira. Basher e Sadorsky (2006), por exemplo, estudaram os mercados de ações de 21 países emergentes e encontraram evidências dessa anomalia nas Filipinas, no Paquistão e em Taiwan.

Segundo Mussa *et al* (2008), o efeito dia da semana é caracterizado por retornos diários diferentes dos ativos ao longo dos dias da semana. Para muitos autores, as segundas-feiras seriam os piores dias para se investir em ações (BRUNI; FAMÁ, 1998). Segundo Copeland *et al* (2005), isso seria explicado pelo hábito das empresas de esperar o fechamento dos mercados na sexta-feira para anunciar más notícias. Por não considerar esse efeito, os mercados seriam, então, ineficientes.

Segundo Gonzalez *et al* (2011), a Hipótese do Mercado Eficiente surgiu da Economia Neoclássica, que parte do pressuposto que os indivíduos são seres racionais, maximizadores de utilidade, com preferências estáveis e plenamente informados. Ainda segundo os autores, a incoerência dessa teoria vem à tona em crises financeiras.

Alguns trabalhos estudam o comportamento do mercado em períodos de crise. Jang e Sul (2002), por exemplo, estudaram o movimento das ações na crise financeira asiática de 1997. Os autores verificaram que, no período anterior à crise, praticamente não havia comovimento entre os mercados dos países asiáticos. No entanto, após o início da crise, as relações começaram a ficar nítidas, especialmente em Hong Kong, Tailândia, Indonésia e Cingapura. E após o auge da crise, em janeiro de 1998, o comovimento encontrava-se mais forte

Ainda no mercado asiático, Holden *et al* (2005) analisou a existência de anomalias de calendário no mercado Tailandês, dando atenção especial também aos períodos antes, durante e depois da Crise Asiática, e concluíram que a inclusão dessas anomalias aumentava o poder de previsão dos modelos utilizados. E Hui (2005) procurou identificar o efeito dia da semana em mercados como Hong Kong, Coreia, Cingapura e Taiwan, e também em mercados desenvolvidos como nos Estados Unidos e no Japão, focando a atenção também na crise financeira de 1997. O autor encontrou evidências da anomalia em todos os supracitados, exceto Cingapura.

No que se refere ao Brasil, Gonzalez *et al* (2011) estudaram o comportamento dos investidores brasileiros no mercado de capitais, antes e depois da crise financeira iniciada em 2007 (crise do Subprime) e afirmam ser quase impossível provar exatamente como foi esse comportamento. De acordo com os autores, os investidores agiram segundo uma racionalidade limitada, apresentado excesso de confiança e comportamento de manada. Os autores explicam que após a quebra do Lehman Brothers, algumas notícias sobre a economia não passavam de especulações pessimistas que influenciavam os investidores que, tomados de pânico, começaram a vender suas ações sem sequer saber a origem do problema.

Em 2011, após alguns avanços contra a crise do Subprime, começaram a surgir uma série de problemas com as dívidas públicas dos países europeus, resultando na crise da Zona do Euro, que ecoou nos mercados financeiros do mundo todo, inclusive no Brasil.

3 METODOLOGIA

O presente trabalho buscou verificar a existência do Efeito Dia da Semana em períodos de crises financeiras e de estabilidade, através da análise econométrica de séries temporais, ou seja, se o retorno nas segundas-feiras é estatisticamente menor que nos demais dias da semana para cada período de análise. Para tal, coletaram-se as cotações diárias de fechamento do IBovespa, principal índice da Bolsa de Valores de São Paulo.

Os dados se referem ao período de 2 de Janeiro de 2003 a 27 de Abril de 2012, excluindo-se os dias que não houve cotação, tais como finais de semana e feriados.

A partir da série de pontos de fechamento do IBovespa, foi calculada a série de retorno do índice, dado pela seguinte fórmula:

$$Retorno_t = \log(IBovespa_t) - \log(IBovespa_{t-1}) \quad (1)$$

Onde o índice t indica a cotação de cada dia e $t-1$ a cotação anterior. O software escolhido para o tratamento de dados foi o EViews.

Feita a nova série de retornos, os dados podem ser analisados de acordo com o modelo a ser construído.

Para analisar a existência ou não do Efeito Segunda-Feira em períodos de crise financeira e de estabilidade, os dados foram agrupados, e foram feitas diversas regressões, de acordo com o esquema abaixo:

- a) Para testar se houve o Efeito Segunda-Feira para o período como um todo;
- b) Para testar se houve Efeito Segunda-Feira para os subperíodos que apresentaram um padrão único: período de crescimento do índice, de queda (caracterizado pelas crises financeiras de 2008 e da Zona do Euro), de ascensão (períodos de pós-crise) e para períodos relativamente estáveis.

O critério de divisão dos subperíodos foi feito de acordo com o panorama econômico mundial e seus efeitos no Brasil, bem como na Bolsa de Valores de São Paulo. Foram analisadas seis séries:

- 1) Completa: abrange o período de 02 de janeiro de 2003 a 27 de abril de 2012, totalizando 2.132 observações;
- 2) Antes da crise do Subprime: abrange o período de 02 de janeiro a 19 de maio de 2008 (quando o IBovespa atingiu sua máxima pontuação), no qual se observa clara tendência de alta, totalizando 1.333 observações;
- 3) Crise do Subprime: abrange o período de 20 de maio de 2008 a 27 de outubro de 2008, no qual há uma acentuada tendência de queda do índice, totalizando 113 observações;
- 4) Pós-crise do Subprime: abrange o período de 28 de outubro de 2008 a 04 de janeiro de 2009, no qual se observa uma ascensão do índice até alcançar um patamar próximo ao antes da crise, totalizando 290 observações;

- 5) Estabilidade: abrange o período de 05 de janeiro de 2010 a 05 de julho de 2011, onde há certa estabilidade no índice, sem tendências prolongadas de queda ou alta, apresentando um período de recuperação econômica, totalizando 372 observações;
- 6) Crise do Euro: abrange o período de 06 de julho de 2011 a 04 de outubro de 2011, onde há uma queda mais acentuada do índice, totalizando 64 observações.

Para avaliar a existência do Efeito Dia da Semana, foi incluída uma *dummy*, ou variável binária, que assume valor 1 ou 0, dependendo se o retorno refere-se a uma segunda-feira ou aos demais dias da semana, respectivamente.

Sua interpretação é de fácil entendimento. Se o parâmetro que multiplica a variável binária for negativo e estatisticamente diferente de zero significa que na segunda-feira o retorno do índice é diminuído no valor desse parâmetro.

Antes de se iniciar a construção do modelo, é preciso verificar a estacionariedade da série, para garantir que os pressupostos estatísticos usuais de média e variância constantes se verifiquem, permitindo-se que a série seja modelada através de uma equação com coeficientes fixos, que podem ser estimados a partir dos dados passados. A estacionariedade é verificada quando a série não possui raiz unitária (não sendo um passeio aleatório), que pode ser identificada através do teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Como o objetivo é modelar o comportamento da série de retornos do IBovespa, a regressão foi feita de acordo com a metodologia de Box-Jenkins (GUJARATI, 2000), que consiste em analisar o correlograma da série de dados e separá-la em 2 principais componentes: aqueles explicados pela própria variável defasada em p períodos, chamado de processo autorregressivo de ordem p , AR (p), e aqueles explicados pelo próprio erro da série defasado em q períodos, chamado de processo de Média Móvel de ordem q , MA (q); se ambos, ARMA (p , q).

No correlograma são analisadas as funções de autocorrelação e a de autocorrelação parcial para diversas defasagens (definidas automaticamente pelo software), nas quais são identificados os valores de p e q .

O valor de p é definido de acordo com a função de autocorrelação parcial (FACP), pois essa função assume valor zero para defasagens maiores que p . Assim, se para determinada defasagem a FACP foi diferente de zero, o processo é autorregressivo nessa ordem, podendo ser completo ou não. A ordem do processo de média móvel, q , é definido de acordo com a função de autocorrelação, pois ela assume valor zero para defasagens maiores que a respectiva ordem.

Uma vez definidas as ordens dos processos, o melhor modelo é escolhido de acordo com os critérios de Akaike e Schwarz, buscando o que minimiza estes critérios. A seguir, deve ser analisados se os erros são não correlacionados, através do teste de Breusch-Godfrey, para a validade do modelo.

Inicialmente, partiu-se do seguinte modelo linear:

$$R_t = \beta d + \phi_1 R_{t-1} + \phi_2 R_{t-2} + \dots + \phi_p R_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que:

R_t = retorno médio diário;

β = parâmetro que multiplica a *dummy*;

d = *dummy* que se refere à segunda-feira;

ϕ_p = parâmetros que multiplicam os termos autorregressivos;

R_{t-p} = retorno defasado em p períodos;

θ_q = parâmetros que multiplicam os termos do erro defasados (termos de média móvel);

ε_{t-q} = erro defasado em q períodos.

Contudo, no que se refere às séries financeiras, é mais apropriado usar um modelo que apresente variância condicional evoluindo no tempo. Os modelos autorregressivos (heteroscedásticos) de estimação de variância têm origem na observação do fenômeno de *clustering*, em que retornos altos tendem a ser seguidos por outros retornos elevados, fazendo com que a variância dos retornos apresente grande correlação serial.

A fim de incorporar esse comportamento, Engle (1982) propôs os modelos ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*). Uma versão generalizada dos modelos ARCH foi proposta por Bollerslev (1986), o chamado modelo GARCH (*General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*). Neste modelo, a função linear da variância condicional inclui também variâncias passadas. Assim sendo, a volatilidade dos retornos depende dos quadrados dos erros anteriores e também de sua própria variância em momentos anteriores. A variância é dada da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^r \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

Onde as restrições são dadas por: $\alpha_i > 0$, $i = 1, 2, \dots, m$; $\beta_j > 0$, $j = 1, 2, \dots, r$, e $\alpha_i + \beta_j < 1$. Assim sendo, σ_t^2 segue um modelo GARCH (m, r), onde m representa a ordem do componente ARCH e r a ordem do componente GARCH.

O modelo GARCH (1,1) é a versão mais simples e geralmente suficiente para as séries financeiras. Supondo-se que os erros são normalmente distribuídos, a variância é dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2,$$

O coeficiente α_1 mede a extensão em que um choque no retorno hoje afeta a volatilidade do retorno do dia seguinte. A soma $(\alpha_1 + \beta_1)$ revela a medida de persistência da volatilidade, ou seja, a taxa que reflete como o impacto de um choque no retorno hoje se propaga ao longo do tempo, sobre a volatilidade dos retornos futuros. Isso mostra que com alta persistência o choque enfraquecerá lentamente.

Assim, após estimado os modelos ARMA (p, q), é preciso verificar se os erros do modelo escolhido apresentam heterocedasticidade condicional. Para isso, foi analisada a estatística Q do correlograma dos resíduos do modelo ao quadrado que, caso seja significativa, mostra que os resíduos são autocorrelacionados. Assim, a volatilidade dos resíduos passados afeta os resíduos futuros, então, há presença da heterocedasticidade condicional.

Também foi feito o teste do multiplicador de Lagrange, que consiste em estimar uma regressão auxiliar e analisar a estatística F, que caso seja maior que a tabelada, se rejeita a hipótese de ausência de heterocedasticidade condicional.

A ordem do modelo ARCH é definida com base na análise do correlograma dos resíduos ao quadrado. Com base na definição dos possíveis ARCH's, define-se um modelo GARCH(1,1), e no máximo GARCH (2,2). A análise é finalizada escolhendo-se o modelo que minimiza os critérios de Akaike e Schwarz.

Assim, os modelos estimados aqui seguem o seguinte formato:

$$R_t = F(\cdot) + \varepsilon_t, \text{ em que } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \text{ e } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^r \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

Onde:

$F(\cdot)$ = função ARMA (p, q) estimada;

ε_t = resíduo dessa regressão;

σ_t^2 = variância, ou volatilidade, da série de retorno dos ativos.

O resultado esperado é um modelo onde a *dummy* seja negativa e significativa, de modo a indicar que o retorno na segunda-feira é estatisticamente inferior aos dos outros dias. Esta análise foi realizada para todos os períodos propostos no trabalho.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A Figura 1 ilustra o período estudado e sua separação nas cinco séries, além da série completa.

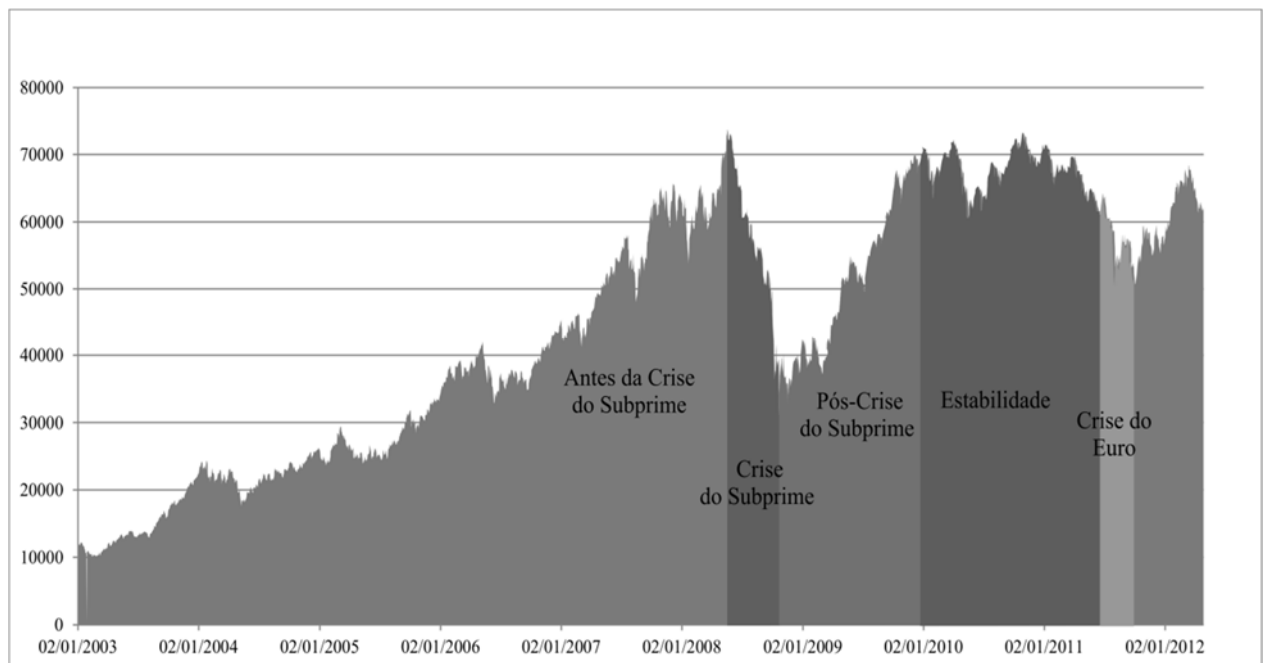


Figura 1: Cotações de Fechamento do Ibovespa

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 1, se encontram algumas estatísticas descritivas das séries. Nota-se o impacto das crises no desempenho do índice, sendo que o retorno mínimo observado do índice (perda de 12,10% ao dia) se deu no período da crise do Subprime, assim como o maior retorno e a maior variação.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas.

Período	Média		Desvio Padrão		Mínimo		Máximo	
	Pontos	Retornos*	Pontos	Retornos*	Pontos	Retornos*	Pontos	Retornos*
Completo	42.926	0,07%	18.889	1,90%	9.995	-12,10%	73.517	13,68%
Antes da Crise do Subprime	33.243	0,14%	15.781	1,67%	9.995	-6,86%	73.439	6,14%
Crise do Subprime	55.896	-0,82%	10.428	3,63%	29.435	-12,10%	73.516	13,68%
Pós Crise do Subprime	50.424	0,26%	10.861	2,32%	31.251	-8,07%	70.045	8,99%
Estabilidade	66.833	-0,03%	2.990	1,20%	58.192	-4,85%	72.996	4,02%
Crise do Euro	55.968	-0,33%	3.158	2,22%	48.668	-8,43%	62.565	4,98%

Fonte: Resultados da Pesquisa.

* Retornos Diários.

A aplicação do teste ADF, juntamente com a análise dos correlogramas, nas séries de preço e retorno do IBovespa, mostrou que, para todos os períodos, a primeira série possui uma raiz unitária, sendo, portanto, não estacionária e a segunda não, sendo, portanto, estacionária, conforme a Tabela 2.

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária para as séries.

Período (Série)		Estatística Teste	P-Valor
Completo	Preço	-1,6711	0,4459
	Retorno	-46,0358	0,0001
Antes da Crise do Subprime	Preço	0,8271	0,9945
	Retorno	-36,8812	0,0000
Crise do Subprime	Preço	0,8209	0,9940
	Retorno	-9,3786	0,0000
Pó-crise do Subprime	Preço	-0,5591	0,8759
	Retorno	-18,6222	0,0000
Estabilidade	Preço	-2,5340	0,1082
	Retorno	-18,7540	0,0000
Crise do Euro	Preço	-1,8116	0,3697
	Retorno	-8,1077	0,0000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Além da série de retorno foi construída uma série binária, que assume valor 1 quando se refere a uma segunda-feira e zero caso contrário.

A análise do correlograma e o modelo ARMA definido como melhor, além do teste de heteroscedasticidade condicional e a subsequente modelação da volatilidade para cada série se encontram na Tabela 3.

Tabela 3: Modelos estimados.

Período	Modelo ARMA	Teste de HC	Modelo de Volatilidade
Completo	ARMA (10, 10) incompleto	Há HC para duas defasagens	GARCH (1, 1)
Antes da Crise do Subprime	ARMA (3, 3) completo	Há HC para duas defasagens	GARCH (1, 1)
Crise do Subprime	ARMA (2, 2) completo	Há HC para duas defasagens	GARCH (1, 1)
Pós Crise do Subprime	ARMA (16, 16) incompleto	Há HC para duas defasagens	GARCH (1, 1)

Tabela 3: Modelos estimados.

Período	Modelo ARMA	Teste de HC	Modelo de Volatilidade
Estabilidade	ARMA (6, 35) incompleto	Há HC para duas defasagens	GARCH (1, 1)
Crise do Euro	ARMA (5, 5) incompleto	Há HC para duas defasagens	GARCH (1, 1)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A estimação dos modelos da Tabela 3 resultou nos valores para as *dummies* conforme a Tabela 4.

Tabela 4: Valores assumidos pelas *dummies*.

Período	Dummy (β)	P-valor	Existência do Efeito Dia da Semana
Completo	-0,0012	0,1599	Não é possível afirmar
Antes da Crise do Subprime	0,0007	0,5014	Não é possível afirmar
Crise do Subprime	-0,0115	0,0221	Há o efeito
Pós Crise do Subprime	0,0037	0,5090	Não é possível afirmar
Estabilidade	-0,0002	0,9045	Não é possível afirmar
Crise do Euro	-0,0103	0,0689	Há o efeito

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Quando se analisa o período de 2003 a 2012 completo, não se encontra evidências capazes de afirmar a existência dessa anomalia. O retorno do índice nas segundas-feiras não apresenta comportamento estatisticamente diferente dos demais dias da semana. O mesmo acontece quando se analisa os períodos que apresentam tendência de crescimento do índice. Tanto o período até a eclosão da crise de 2008 (19 de maio, quando o índice alcançou o máximo histórico) no país quanto o de recuperação dessa mesma crise, quando o índice volta a subir, não apresentaram evidências que o efeito segunda-feira tenha ocorrido.

Já quando se analisa os períodos de tendência de queda do índice, ambientados pela crise do Subprime (20 de maio a 27 de outubro de 2008) e da Zona do Euro (06 de julho a 04 de outubro de 2011) a *dummy* é negativa e significativa, indicando a existência da anomalia nesses períodos.

Esses resultados sugerem que períodos de crise financeira favorecem a ocorrência dessa anomalia. Essa conclusão vai de acordo com as colocações de outros autores, como o fato de crises financeiras trazerem à tona a irracionalidade dos agentes, que agem em comportamento de manada, baseiam suas decisões em especulações pessimistas por vezes infundadas. Esse comportamento invalida a Teoria do Mercado Eficiente e abre espaço para as anomalias de mercado. Um aspecto dessa irracionalidade é o pessimismo acentuado no início da semana de negociações, possivelmente causado pelo acúmulo de notícias ruins (fundamentadas ou não) no final de semana anterior.

4 CONCLUSÃO

O presente trabalho objetivou a busca de evidências da existência do Efeito Dia da Semana, ou Efeito Segunda-Feira no mercado de ações brasileiro, separando a análise para períodos de queda, estabilidade e crescimento do índice.

Foi identificado que nos períodos abrangidos pela crise do Subprime e pela Crise do Euro, o retorno médio do IBovespa foi estatisticamente menor nas segundas-feiras, em 1,15 e 1,03 pontos percentuais, respectivamente. Já para os demais períodos, inclusive quando se

analisa o período como um todo, esse efeito não é visível. Assim, os resultados indicam que os ambientes de crise são favoráveis para a existência dessa anomalia.

Explicações para esse fato se pautam na irracionalidade dos agentes nos mercados financeiros. Em ambientes de crise, essa irracionalidade se acentua, a sensação de medo é mais forte do que os fundamentos analíticos para a precificação dos ativos financeiros, de modo que o simples fato de ser segunda-feira deixa os agentes menos otimistas quanto ao valor de seus investimentos.

REFERÊNCIAS

ALDRIGHI, D. M.; MILANEZ, D. Y. Finança comportamental e a hipótese dos mercados eficientes. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 1, pp. 41–72, Jan./Abr. 2005. Disponível em: <http://www.fea.usp.br/feaecon//media/livros/file_93.pdf> Acesso em: 08 Abr. 2012.

ARANHA, G. K. **A Psicologia humana e seus impactos nas decisões de investimento**. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização e Atualização em Business Economics). Fundação Getúlio Vargas. São Paulo, 2006.

BASHER, S. A.; SADORSKY, P. Day-of-the-week effects in emerging stock markets. **Applied Economics Letters**, v. 13, pp. 621-628, 2006. Disponível em: <http://www.syedbasher.org/published/2006_AEL.pdf>. Acesso em: 15 Jul. 2012.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, vol. 31, n. 3, pp. 307-327, 1986. Disponível em: <http://public.econ.duke.edu/~boller/Published_Papers/joe_86.pdf> Acesso em: 30 Nov. 2012.

BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidências. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v.1, n. 7, Abr./Jun. 1998. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/Cad-pesq/arquivos/c7-Art7.pdf>>. Acesso em: 28 Mar. 2012.

CASTRO JÚNIOR, F.H.F.; FAMÁ, R. As novas finanças e a teoria comportamental no contexto da tomada de decisão sobre investimentos. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 9, n. 2, Abr./Jun., 2002. Disponível em: <<http://www.regeusp.com.br/arquivos/v9n2art3.pdf>> Acesso em: 07 Abr. 2012.

CHAUDHURY, M. The financial crisis and the behavior of stock prices. **Desautels Faculty of Management**, McGill University, Montreal, Canadá, Abr. 2011. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1802826>. Acesso em: 13 abr. 2012.

COPELAND, T. E. et al. **Financial theory and corporate policy**. 4. ed. Boston: Addison-Wesley, 2005.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, vol. 50, n. 4, pp. 987-1007, 1982. Disponível em: <http://www.unc.edu/~jbhill/Engle_ARCH.pdf> Acesso em: 29 Nov. 2012.

FAMA, E. F. The behavior of stock market prices. **The Journal of Business**, Chicago, v. 38, n. 1, p. 34-105, Jan. 1965. Disponível em: <<http://www.jstor.org.ez35.periodicos.capes.gov.br/stable/pdfplus/2350752.pdf?acceptTC=true>> Acesso em: 14 Abr. 2012.

FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**. Cambridge, v. 25, p.383-417, 1970. Disponível em: <<http://www.jstor.org.ez35.periodicos.capes.gov.br/stable/pdfplus/2325486.pdf>> Acesso em 05 Abr. 2012.

FRENCH, K. Stock returns and the weekend effect. **Journal of Financial Economics**, v. 8, pp. 55-69, 1980. Disponível em: <https://umdrive.memphis.edu/cjiang/www/teaching/fir8-7710/paper/Stock_Returns_and_weekend_effect.pdf> Acesso em: 16 Jul. 2012.

GONZALEZ, R. M. *et al.* Comportamento dos investidores na crise: uma análise para o brasil no período de 2005 a 2009. In: **IV Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira (AKB)**, Rio de Janeiro, ago. 2011. Disponível em: <<http://www.ppge.ufrgs.br/akb/encontros/2011/49.pdf>>. Acesso em: 16 abr. 2012.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

HOLDEN, K. *et al.* The Asian crisis and calendar effects on stock returns in Thailand. **European Journal of Operational Research**, v.163, n.1, pp. 242-252, 2005. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VCT-4BT1TW5-8/2/ec80884832bd397a80e17a81d71ac2d7>>. Acesso em: 12 abr. 2012.

HUI, T. Day-of-the-week effects in US and Asia-Pacific stock markets during the Asian financial crisis: a non-parametric approach. **Omega**, v.33, n.3, pp. 277-282, 2005. Disponível em: <http://ac.els-cdn.com/S0305048304000908/1-s2.0-S0305048304000908-main.pdf?_tid=61379843749bb3dce2a512a49a61e6c9&acdnat=1335144010_e9ba4047658c08e381766c58f92ae1a8>. Acesso em: 12 abr. 2012.

JANG, H.; SUL, W. The Asian financial crisis and the co-movement of Asian stock markets. **Journal of Asian Economics**, v.13, n.1, pp. 94-104, 2002. Disponível em: <http://ac.els-cdn.com/S1049007801001154/1-s2.0-S1049007801001154-main.pdf?_tid=35842197376dc8e2e40254b630895179&acdnat=1335143535_98c647121083224a87e778b4c825f946>. Acesso em: 12 abr. 2012.

JENSEN, M. C. Some anomalous evidence regarding market efficiency. **Journal of Financial Economics**, v. 6, n. 2/3, pp. 95 – 101, 1978. Disponível em: <http://ac.els-cdn.com/0304405X78900259/1-s2.0-0304405X78900259-main.pdf?_tid=e376223275eaa59ce0bab0543edc5b10&acdnat=1345745307_0ae24e597492e753fc5d8fedd76476f7> Acesso em: 31 Mar. 2012.

LAKONISHOK, J.; SMIDT, S. Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. **Review of Financial Studies**, v. 1, n. 4, pp. 403-425, 1988. Disponível em: <http://umdrive.memphis.edu/cjiang/www/teaching/fir8-7710/paper/lakonishok_smidt_1988_rfs.pdf> Acesso em: 20 Jul. 2012.

LIMA, M. V. Um estudo sobre finanças comportamentais. **RAE Eletrônica**, v. 2, n. 1, Jan./Jun. 2003. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/raeel/v2n1/v2n1a03.pdf>> Acesso em: 12 Abr. 2012.

LOPES, A. B.; MARTINS, E. **Teoria da contabilidade: uma nova abordagem**. São Paulo: Atlas, 2007.

MUSSA, A. *et al.* Hipótese de mercados eficientes e finanças comportamentais: as discussões persistem. **FACEF Pesquisa**, v. 11, n.1, Jan./Abr. 2008. Disponível em: <<http://legacy.unifacef.com.br/facefpesquisa/2008/nr1/v11n1artigo1.pdf>>. Acesso em: 16 Jul. 2012.

NAKAMURA, W. T, MENDONÇA, P. C. P. **A Hipótese de Eficiência de Mercado: Evidência da forma fraca na Bolsa de Valores de São Paulo**. VI SemeAD, 2003, São Paulo. **Anais eletrônicos...** São Paulo: FEA-USP, 2003. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/semead/6semead/>> Acesso em: 22 Mar. 2012.

SCHARFSTEIN, D. S.; STEIN, J. C. Herd behavior and investment. **The American Economic Review**, v. 80, p. 465-479, 1990. Disponível em: <<http://www.jstor.org.ez35.periodicos.capes.gov.br/stable/pdfplus/2006678.pdf?acceptTC=true>>. Acesso em: 10 Abr. 2012.