# PESSIMISMO NAS SEGUNDAS-FEIRAS: UMA ANÁLISE DO EFEITO DIA DA SEMANA NO MERCADO DE CAPITAIS BRASILEIRO EM PERÍODOS DE CRISE E DE ESTABILIDADE

### PESSIMISM ON MONDAYS: AN ANALYSIS OF THE DAY OF THE WEEK EFFECT IN BRAZILIAN CAPITAL MARKET DURING PERIODS OF CRISIS AND STABILITY

**LUNES PESIMISTAS: UN ANÁLISIS DEL EFECTO DE DÍA DE LA SEMANA EN LO MERCADO DE CAPITALES BRASILEÑO EN PERÍODOS DE CRISIS Y ESTABILIDAD**

**RESUMO:**

Considerando que a irracionalidade dos agentes no mercado se acentua em crises financeiras, esse artigo objetivou verificar a existência do Efeito Segunda-Feira em períodos de crise e de estabilidade no Brasil, através da análise do Ibovespa. Para tanto, o comportamento do índice foi modelado através de técnicas estatísticas para séries de tempo (modelos autorregressivos e de heteroscedasticidade condicional), para o período de janeiro de 2003 até abril de 2012, agrupando os dados em séries diferentes, com o intuito de identificar os períodos de crise. Foi identificado um retorno médio estatisticamente inferior nas segundas-feiras somente para os períodos ambientados pela crise do Subprime e pela Crise do Euro, sugerindo que crises financeiras são favoráveis para a existência do Efeito Dia da Semana para as segundas-feiras. Explicações para esse fato podem ser pautadas na irracionalidade dos agentes no mercado de capitais, que é acentuada em ambientes de crise, onde a sensação de medo é mais forte do que os fundamentos analíticos para a precificação dos ativos financeiros.

**Palavras-chave:** Efeito Segunda-Feira, Crises Financeiras, Irracionalidade dos Agentes no Mercado de Capitais

**ABSTRACT:**

Whereas the irrationality of capital market agents is accentuated during financial crises, this paper aimed to verify the existence of the Monday Effect during periods of crisis and stability in Brazil through an Ibovespa’s analysis. In order to do so, the behavior of the index was modeled using time series statistical techniques (autoregressive and conditional heteroscedastic models) comprising the period from January 2003 until April 2012, grouping the data in different series, in order to identify crisis periods. It was identified an average return statistically lower on Mondays only for the periods when Subprime crisis and Euro Crisis took place, suggesting that financial crises are favorable for the existence of the Day of the Week Effect for Mondays. Explanations for this fact can emerge from the irrationality of agents in the capital market, which is pronounced in crisis environments, where the feeling of fear is stronger than the analytical foundations for financial assets pricing.

**Keywords:** Monday Effect, Financial Crisis, Irrationality of Capital Market Agents.

**RESUMEN:**

Mientras la irracionalidad de los agentes del mercado se acentúa en las crisis financieras, este artículo tuvo como objetivo verificar la existencia del Efecto Lunes en períodos de crisis y estabilidad en Brasil, a través del análisis del índice Ibovespa. Por a tal, el comportamiento del índice fue modelado utilizando técnicas estadísticas para series de tiempo (modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva) para el período entre enero de 2003 hasta abril de 2012, la agrupación de los datos en distintas series, con el objetivo de identificar los períodos de crisis. Fue identificado un retorno promedio estadísticamente menor en los lunes sólo en períodos aclimatados por la crisis del Subprime y la Crisis del Euro, lo que sugiere que las crisis financieras son favorables para la existencia del Efecto Día de La semana para los lunes. Las explicaciones para esto se rigen en la irracionalidad de los agentes en el mercado de capitales, que se manifiesta en situaciones de crisis, donde la sensación de miedo es más fuerte que la base analítica para la fijación de precios de los activos financieros.

**Palabras Clave**: Efecto Lunes, Crisis Financiera, Irracionalidad de los Agentes en el Mercado de Capitales.

**1 INTRODUÇÃO**

Pela Hipótese da Eficiência de Mercado (HEM), os preços de mercado são resultado de expectativas racionais a respeito do valor econômico e da geração de fluxos de caixa futuros das empresas em questão (NAKAMURA; MENDONÇA, 2003). A principal implicação da HEM é a impossibilidade de obter ganhos anormais investindo no mercado financeiro.

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 como a coerência não tendenciosa entre o preço dos ativos e as informações obtidas sobre o mercado.

No entanto, para desafiar a HEM, 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. Para 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 ocorre sempre que um investidor ou agente financeiro ignora suas informações particulares e segue a conduta de outros investidores (SCHARFSTEIN; STEIN, 1990), são responsáveis por grandes movimentos nos preços sem fundamento analítico.

Dessa forma, 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 no risco de mercado.

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 é possível que crises financeiras favoreçam 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, buscando evidências da existência do efeito segunda-feira (pressuposto pelas Finanças Comportamentais e negada pela HEM) separando a análise para períodos de queda, estabilidade e crescimento do índice.

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

**2.1 Mercados Eficientes**

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).

**2.2 Estudos Anteriores sobre Mercados Eficientes**

Existem algumas evidências de eficiência de mercado para o Brasil. Gabriel *et al* (2013) buscaram evidências de retorno anormal de ações de empresas de eletrodomésticos diante do comunicado do governo sobre a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) em março de 2012. Os autores encontraram que o ajuste dos preços das ações foi lento e gradual, talvez devido a operações de arbitragem, de modo que não foi possível afirmar a existência da eficiência de mercado na sua forma semiforte. Esse resultado é condizente com o de outas pesquisas no Brasil, como a de Camargos e Barbosa (2006), que analisaram a reação do mercado diante de notícias de fusões e aquisições e também verificaram atrasos na resposta dos preços. Ou seja, o mercado não foi capaz de se ajustas instantaneamente às novas informações.

Diante das evidências desfavoráveis à Hipótese de Eficiência de Mercado, a racionalidade dos mercados começou a ser questionada. Aldrighi e Milanez (2005) argumentam que 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, da qual a aversão ao risco é um dos principais conceitos.

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 Standand & 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. 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. O período escolhido é devido à disponibilidade dos dados na base pública do *website Yahoo Finance*.

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

 (1)

Onde o índice indica a cotação de cada dia e  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 de acordo com o esquema abaixo:

1. Para testar se houve o Efeito Segunda-Feira para o período como um todo;
2. 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. Série Completa: abrange o período de 02 de janeiro de 2003 a 27 de abril de 2012, totalizando 2.132 observações;
2. Série 1: abrange o período de 02 de janeiro de 2003 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. Série 2: abrange o período de 20 de maio de 2008 a 27 de outubro de 2008, ambientado pela Crise do Subprime, no qual há uma acentuada tendência de queda do índice, totalizando 113 observações;
4. Série 3: abrange o período de 28 de outubro de 2008 a 04 de janeiro de 2008, no qual se observa uma ascensão do índice até alcançar um patamar próximo ao antes da crise, totalizando 290 observações;
5. Série 4: abrange o período de 05 de janeiro de 2010 a 05 de julho de 2011, na qual se verifica certa estabilidade no índice, sem tendências prolongadas de queda ou alta, apresentando um período de recuperação econômica, totalizando 372 observações;
6. Série 5: abrange o período de 06 de julho de 2011 a 04 de outubro de 2011, onde há uma instabilidade maior nos retornos do índice, ambientada pela Crise na Zona do Euro, totalizando 64 observações.

Para cada subperíodo foi modelado o comportamento do retorno através dos modelos ARIMA-GARCH. ARIMA são modelos lineares univariados de séries de tempo, ou seja, trabalham somente com uma variável, no caso desse trabalho, o retorno diário do Ibovespa. A ideia é identificar as relações que o retorno corrente tem com os retornos passados e como os choques (ou inovações) que os retornos sofrem, também passados.

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). O teste tem como hipótese nula a existência de uma raiz unitária para equações características com defasagens.

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 processoautorregressivo 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 (TSAY, 2010), 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.

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.

Inicialmente, partiu-se do seguinte modelo linear:

 (2)

Em que:

 = retorno médio diário;

 = parâmetro que multiplica a *dummy*;

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

 = parâmetros que multiplicam os termos autorregressivos;

= retorno defasado em p períodos;

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

= erro defasado em q períodos;

= termos de erro, representa os choques (ou inovações).

Intuitivamente, a equação (2) mostra que o retorno na data  é igual ao valor de  vezes o retorno na data  mais o valor de  vezes o retorno na data , e assim em diante até o retorno da data ; mais (ou menos, o sinal é apenas uma convenção) o valor de  vezes a inovação na data  mais o valor de  vezes a inovação na data  até a data . Além disso, se a data  for uma segunda-feira, o valor do retorno é acrescido (ou diminuído, segundo a hipótese do trabalho) no valor de .

O termo  tem média zero e não é autocorrelacionado, ou seja, não possui relação com , em diante (é um ruído branco), mas ele é dependente no tempo, e essa dependência pode ser descrita como uma função quadrática de seus valores defasados, ou seja, existe dependência entre e, , ... ,  (TSAY, 2010). Em séries financeiras esse fenômeno se enquadra na definição de volatilidade (representada pela variância dos retornos), que deve ser também incorporado nas estimações. Assim, é mais apropriado usar um modelo que apresente variância evoluindo no tempo (chamados de modelos de heteroscedasticidade condicional). Os modelos autorregressivos de estimação de variância têm origem na observação do fenômeno de *clustering* que, de acordo com Mandelbrot (1963), justifica-se no fato que grandes mudanças tendem a ser seguidas por grandes mudanças, tal como pequenas mudanças por pequenas mudanças.

A ideia desses modelos é que a dependência de é descrita como , onde é identicamente e independentemente distribuído (iid) e  representa a volatilidade e pode ser modelado conforme a equação (3), que inclui tanto os valores passados de quanto dos valores passados de .

A modelagem original da volatilidade foi proposta por Engle (1982), através dos chamados modelos ARCH (*Autoregressive Conditional Heterocedasticity*), que incluía somente os valores passados de .A versão que inclui também os valores passados de foi elaborada pro Bollerslev (1986), que foi chamada de modelo GARCH (*General Autoregressive Conditional Heterocedasticity*). Neste modelo, 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:

 (3)

Assim sendo, **** 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:

 (4)

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 ARCHs, 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:

, em que e  (5)

Onde:

= função ARMA(p, q) estimada;

= resíduo dessa regressão;

 = 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, na qual já é possível perceber alguns padrões no comportamento das cotações de fechamento. Na série 1 há aparentemente uma tendência de alta, apesar de haver muitas oscilações, que aumentam nos períodos seguintes. Após atingir o máximo histórico em maio de 2008, as cotações sofrem uma queda vertiginosa, e voltam a se recuperar lentamente no período compreendido pela Série 3 para, em seguida, alcançar certa estabilidade.

Série

5

1

Série

4

1

Série

3

1

Série

2

1

Série

1

1

Figura 1: Cotações de Fechamento do Ibovespa

**Fonte**: Dados da pesquisa

A Tabela 1, mostra 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. Essas estatísticas já mostram padrões diferentes de comportamento para cada subperíodo analisado, mostrando como os períodos de crise são caracterizados por retornos negativos e alta volatilidade (Série 2 e Série 5), enquanto que em períodos de estabilidade (Série 1), o índice apresenta retornos positivos modestos e volatilidade menor.

|  |
| --- |
| **Tabela 1:** Estatísticas Descritivas.  |
| **Série** | **Média** | **Desvio Padrão** | **Mínimo** | **Máximo** |
| **Pontos** | **Retornos\*** | **Pontos** | **Retornos\*** | **Pontos** | **Retornos\*** | **Pontos** | **Retornos\*** |
| Série Completa | 42.926 | 0,07% | 18.889 | 1,90% | 9.995 | -12,10% | 73.517 | 13,68% |
| Série 1 | 33.243 | 0,14% | 15.781 | 1,67% | 9.995 | -6,86% | 73.439 | 6,14% |
| Série 2 | 55.896 | -0,82% | 10.428 | 3,63% | 29.435 | -12,10% | 73.516 | 13,68% |
| Série 3 | 50.424 | 0,26% | 10.861 | 2,32% | 31.251 | -8,07% | 70.045 | 8,99% |
| Série 4 | 66.833 | -0,03% | 2.990 | 1,20% | 58.192 | -4,85% | 72.996 | 4,02% |
| Série 5 | 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 enquanto que a série de retornos não possui raiz unitária, sendo, portanto, estacionária, como pode ser visto na Tabela 2.

|  |
| --- |
| **Tabela 2:** Testes de Raiz Unitária para as séries. |
| **Série** |  | **Estatística Teste** | **P-Valor** |
| Série Completa | Preço | -1,6711 | 0,4459 |
|  | Retorno | -46,0358 | 0,0001 |
| Série 1 | Preço | 0,8271 | 0,9945 |
|  | Retorno | -36,8812 | 0,0000 |
| Série 2 | Preço | 0,8209 | 0,9940 |
|  | Retorno | -9,3786 | 0,0000 |
| Série 3 | Preço | -0,5591 | 0,8759 |
|  | Retorno | -18,6222 | 0,0000 |
| Série 4 | Preço | -2,5340 | 0,1082 |
|  | Retorno | -18,7540 | 0,0000 |
| Série 5 | Preço | -1,8116 | 0,3697 |
|  | Retorno | -8,1077 | 0,0000 |
| **Fonte:**Resultados da Pesquisa. |

Na Tabela 3 se encontram os resultados da análise do correlograma e a escolha do melhor modelo ARMA, além do teste de heteroscedasticidade condicional e a subsequente modelação da volatilidade para cada série. É possível observar que o modelo ARMA mais adequado variou bastante entre os períodos, e que existe heteroscedasticidade condicional para todas as séries. O modelo GARCH (1,1) se mostrou suficiente para modelar a volatilidade de todas as séries.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Tabela 3:** Modelos estimados. |   |   |
| **Série** | **Modelo ARMA** | **Teste de HC** | **Modelo de Volatilidade** |
| Série Completa | ARMA (10, 10) incompleto | Há HC para duas defasagens | GARCH (1, 1) |
| Série 1 | ARMA (3, 3) completo | Há HC para duas defasagens | GARCH (1, 1) |
| Série 2 | ARMA (2, 2) completo | Há HC para duas defasagens | GARCH (1, 1) |
| Série 3 | ARMA (16, 16) incompleto | Há HC para duas defasagens | GARCH (1, 1) |
| Série 4 | ARMA (6, 35) incompleto | Há HC para duas defasagens | GARCH (1, 1) |
| Série 5 | 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*. |   |   |
| **Série** | ***Dummy* ()** | **P-valor** | **Existência do Efeito Dia da Semana** |
| Série Completa | -0,0012 | 0,1599 | Não é possível afirmar |
| Série 1 | 0,0007 | 0,5014 | Não é possível afirmar |
| Série 2 | -0,0115 | 0,0221 | Há o efeito |
| Série 3 | 0,0037 | 0,5090 | Não é possível afirmar |
| Série 4 | -0,0002 | 0,9045 | Não é possível afirmar |
| Série 5 | -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 do Efeito Segunda-Feira. 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 (a partir de outubro de 2008), 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. É importante notar que foram testadas a existência de um possível efeito para os outros dias da semana. No entanto, para todas as estimações, nenhuma das *dummies* que representavam os demais dias da semana foram significativas.

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 Holden *et al* (2005), que encontraram diferenças no comportamento dos retornos das ações no mercado Tailandês antes, durante e depois da Crise Asiática em 1997, e de Gonzalez *et al*(2011), que encontraram evidências de comportamento não racional dos investidores na precificação de ações no período da crise do Subprime. Os autores concluíram que, como os investidores não são completamente racionais, o mercado de capitais apresenta falhas de funcionamento, favorecidas por períodos de crise.

De modo geral, os resultados sugerem que 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.

# 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A HEM implica que, através de uma série de suposições, pode-se explicar o comportamento dos preços de mercado. Essas suposições são confrontadas pelos estudos em finanças comportamentais por serem demasiadamente restritivas, discrepando o modelo do mercado eficiente dos fenômenos observados na realidade. As finanças comportamentais buscam explicar anomalias que surgem no mercado e que não têm espaço no modelo teórico de racionalidade dos agentes da HEM. No processo de precificação dos ativos, o investidor não incorpora apenas as informações disponíveis na hora de negociar; existe também um componente emocional que, em períodos de crise, é acentuado pela elevação do risco dos papéis, e faz o mercado se movimentar como “manada”

Um caso registrado na literatura é o Efeito Segunda-Feira (ou Efeito Dia da Semana). Ele nos diz que os retornos no primeiro dia de cotação da semana são menores do que nos demais, por conta do acúmulo de informações dos dias que antecederam sem negociação. Então, o risco de mercado é aumentado por conta da incorporação dessas novas informações, que leva o investidor a precificar seus ativos já levando em consideração o comportamento dos demais, o que difere-se da racionalidade dos agentes imposta pela HEM.

Em períodos de crise, a volatilidade e os riscos dos mercados aumentam, o que poderia catalisar esse Efeito. Visando avaliar impactos do cenário dos mercados sobre esse tipo de anomalia, a presente pesquisa utilizou-se de dados de 02 de janeiro de 2003 a 27 de abril de 2012, totalizando 2.132 observações. Sua escolha foi feita por tratar-se de um período bem heterogêneo, em que puderam ser observados comportamentos distintos como crescimento, crise, recuperação e estabilidade,

Este trabalho, como apresentado, buscou corroborar com os estudos na área de finanças comportamentais. Foi feito através da investigação do comportamento do mercado sob a ótica da anomalia Efeito Segunda-Feira para o mercado acionário brasileiro, via quebra da série dos retornos de mercado, obtidos através dos preços de fechamento diários do Ibovespa.

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.

Este trabalho contribui para o debate acerca da racionalidade dos agentes do mercado financeiro ao identificar períodos de crise como uma circunstância que afeta essa racionalidade e uma de suas consequências, que é um padrão no comportamento dos preços de mercado, o que pode abrir brechas para estratégias de ganhos anormais.

**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://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407686900631#> 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.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro pós-Plano Real: um estudo de eventos dos anúncios de fusões e aquisições. **Revista de Administração**, São Paulo, v. **41**, n.1, p.43-58, jan./fev./mar. 2006. Disponível em: <http://www.rausp.usp.br/busca/artigo.asp?num\_artigo=1180> Acesso em: 10 Mar. 2014.

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.Disponívelem: <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: <http://www.jstor.org/stable/1912773>Acessoem: 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/stable/2350752>Acessoem: 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.

GABRIEL, F. S. et al. Hipóteses de Mercado Eficiente: um Estudo de Eventos a Partir da Redução do IPI. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, Salvador, v. 3, n. 1, p. 36-52, jan/abr. 2013. Disponível em: <http://www.revistas.uneb.br/index.php/financ/article/view/95/199> Acesso em: 10 Mar. 2014.

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. *e tal*. The Asian crisis and calendar effects on stock returns in Thailand. **European Journal of Operational Research**, v.163, n.1, pp. 242-252, 2005.Disponívelem: <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, 2002.2002.Disponívelem: <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.**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.

MANDELBROT, B.; TAYLOR, H. **On the distribution of stock prices differences.** Operations Research, 15, pp. 1057-1062, 1963.

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.Disponívelem:<http://www.jstor.org.ez35.periodicos.capes.gov.br/stable/pdfplus/2006678.pdf?acceptTC=true.>. Acesso em: 20 Jul. 2012

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series.**3.ed. New Jersey: John Wiley& Sons, 2010.