UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

**COMPORTAMENTO DE MANADA EM DIREÇÃO AO ÍNDICE DE MERCADO:
EVIDÊNCIAS NO MERCADO BRASILEIRO DE AÇÕES**

Milton Valejo Sanches

Orientador: Prof. Dr. Roy Martelanc

SÃO PAULO
2013

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Lindolfo Galvão de Albuquerque
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

MILTON VALEJO SANCHES

**COMPORTAMENTO DE MANADA EM DIREÇÃO AO ÍNDICE DE MERCADO:
EVIDÊNCIAS NO MERCADO BRASILEIRO DE AÇÕES**

Dissertação apresentada ao Departamento de
Administração da Universidade de São Paulo
como requisito para a obtenção do título de
Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Roy Martelanc

VERSÃO CORRIGIDA

(Versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO

2013

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Sanches, Milton Valejo

Comportamento de manada em direção ao índice de mercado:
evidências no mercado brasileiro de ações / Milton Valejo Sanches.
– São Paulo, 2013.

102 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2013.

Orientador: Roy Martelanc.

1. Finanças 2. Finanças comportamentais 3. Efeito manada
4. Beta herding 5. Crise financeira I. Universidade de São Paulo.
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332

**À Gabriela e Vitória, fontes de minha
motivação e inspiração.**

Aos meus pais, Carmem e Santiago, meu eterno agradecimento, por todo o incentivo e sólida educação que sempre se esforçaram em me proporcionar.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Roy Martelanc, por toda dedicação, orientação, indicações de pesquisa, interesse demonstrado em minha evolução neste trabalho, paciência nesta fase turbulenta da minha vida e por toda liberdade de ação que me permitiu.

Ao Prof. Dr. Rafael Paschoarelli Veiga, pelo despertar do meu interesse pela carreira acadêmica e suas críticas construtivas sobre os aspectos relevantes deste trabalho.

Ao Prof. Juan Carlos Ruilova Terán, pelas suas preciosas sugestões ao trabalho por ocasião da banca de qualificação.

Ao Prof. Dr. José Euclides de Melo Ferraz, especial agradecimento, por sua disponibilidade na revisão criteriosa dos modelos quantitativos aqui empregados e valiosa contribuição no desenvolvimento desta pesquisa.

Aos meus amigos da Krathus Gestora de Ativos, Gustavo e Lorenzo, pelo apoio e ferramentas disponibilizadas para conclusão desta pesquisa.

E aos meus colegas do mestrado pelo apoio demonstrado ao longo desse estudo.

A todos obrigado por permitirem que esta dissertação se tornasse uma realidade.

**“Aprender é a única coisa de que a mente
nunca se cansa, nunca tem medo e nunca se
arrepende.”**

Leonardo da Vinci

RESUMO

Em finanças o comportamento de manada (*herd behavior*) é comumente associado a um importante elemento do comportamento dos investidores nos mercados financeiros, em especial durante períodos de crises financeiras. Muitas pesquisas nesta área procuraram compreender os motivadores teóricos desta anomalia de mercado e um grande número de experimentos procurou identificar e quantificar a presença do *herding* em mercados desenvolvidos e emergentes. No entanto, por se tratar de uma variável não observável diretamente, a dificuldade na sua mensuração é grande desafio das pesquisas nesta área. Neste estudo pretende-se verificar a presença deste viés comportamental e avaliar a dinâmica desta variável no mercado brasileiro de ações através do modelo proposto por Hwang e Salmon (2001 e 2004), mensurando-se o efeito manada no mercado brasileiro de ações em relação ao índice de mercado através da medida de dispersão transversal dos betas (*beta herding*) das ações no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012. Nesta pesquisa os betas das ações em relação ao índice de mercado foram obtidos utilizando-se as séries de excessos dos retornos diários das ações sobre a taxa DI-Cetip *over* das ações negociadas na BM&FBovespa, utilizando-se o modelo de mercado de Fama e French (1993) de três fatores, com as séries filtradas e suavizadas por um conjunto de equações dinâmicas de espaço-estado (Filtro de Kalman). O entendimento da dinâmica desta variável ajudaria a explicar melhor o comportamento do investidor em diferentes condições de mercado e o modelo proposto nesta pesquisa parece contribuir neste sentido. Semelhante aos achados de Hwang e Salmon (2001), Amirat e Bouri (2009a) e Hachicha (2010), os resultados encontrados neste trabalho para o mercado brasileiro de ações neste período sugerem que existe um nível base ou estacionário de *herding* no mercado, independente das condições do mercado. Também se observou a existência de uma componente de *feedback herding* explicada pela ação dominante anterior ou do nível anterior de *herding*. Outro achado deste trabalho foi uma diferença entre o senso comum de que o nível de *herding* aumentaria durante as crises financeiras, verificando-se na amostra analisada fenômeno contrário: uma redução dos níveis de *herding* durante períodos marcados por crises financeiras.

ABSTRACT

In finance, herd behavior is a commonly bias associated with an important element of investor's behavior in financial markets, particularly during periods of financial crises. Researches in this area try to explain theoretical motivations for this market bias and a large number of experiments try to identify the presence of and measure herding in developed and emerging markets. However, as this is a variable that cannot be directly observed, difficulties faced to measure it comprise a major challenge for researches in this area. The purpose of this study is to verify the presence of this behavioral bias and evaluate this variable dynamics in the Brazilian stock market, using model proposed by Hwang and Salmon (2001 and 2004). Herding is measured in the Brazilian stock market in relation to market index through evaluation of cross-sectional dispersion of equity betas (beta herding) in the period from January 1995 to May 2012. Equity betas, as compared to the market index, were obtained through series of daily stock excess returns over DI-Cetip rate for shares traded at BM&FBovespa, using Fama and French (1993) three-factor model, with series being filtered and smoothed by Kalman filter state-space dynamic equations. Understanding this variable dynamics would help to explain investor's behavior under different market situations, and the model proposed in this study seems to contribute. Similar to findings of Hwang and Salmon (2001), Amirat and Bouri (2009a) and Hachicha (2010), Brazilian stock market results found in this study suggest that there is a base or stationary herding in the market, regardless of market conditions. Existence of a feedback herding component, explained by prior dominant action or herding level was also verified. This study also denies common sense understanding that herding level increases during financial crises; in fact, opposite phenomenon was verified: a reduction in herding levels during financial crisis periods.

SUMÁRIO

Lista de Abreviaturas e Siglas.....	2
Lista de Quadros.....	3
Lista de Tabelas.....	4
Lista de Gráficos	5
Lista de Figuras	6
1 O Problema de Pesquisa.....	7
1.1 Introdução.....	7
1.2 Justificativa.....	11
1.3 Objetivo do Estudo	12
2 Fundamentação Teórica	13
2.1 Motivadores do <i>herding</i>	14
2.2 Formas de mensuração do <i>herding</i>	19
2.2.1 Lakonishok, Shleifer e Vishny (1992) (LSV)	19
2.2.2 Christie e Huang (1995) (CH)	20
2.2.3 Chang, Cheng e Khorana (2000) (CCK).....	22
2.2.4 Hwang e Salmon (2004) (HS)	23
2.3 Testes em mercados	32
3 Metodologia da Pesquisa.....	47
3.1 O modelo clássico de mercado (CAPM).....	47
3.2 O modelo de mercado de três fatores de Fama e French (FF)	47
3.3 Estimação dos coeficientes.....	48
3.4 Amostra e período de análise	49
3.5 Retorno das Ações	50
3.6 Índice de mercado.....	52
3.7 Taxa livre de risco.....	54
3.8 Inflação.....	54
3.9 Valor de mercado da empresa	54
3.10 Índice B/M da empresa	55
3.11 Carteiras SMB e HML (FF)	55
3.12 Fator Tamanho (SMB).....	57
3.13 Fator B/M (HML)	58
3.14 Sincronização dos retornos.....	58
3.15 Filtragem por tamanho das séries e winsorização	61
3.16 Estabilidade dos betas	62
3.17 Betas dinâmicos	62
3.18 Emparelhamento dos betas.....	66
3.19 Períodos de crises	66
4 Resultados da Pesquisa	71
5 Conclusões	83
5.1 Considerações finais	83
5.2 Limitações do estudo	87
5.3 Sugestões para estudos futuros.....	89
6 Referências	91
Anexo A.....	99

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BRICS: Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul

CAPM: Capital Asset Pricing Model

CCK: Chang, Cheng e Khorana

CETIP: Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos

CH: Christie e Huang

CSAD: Cross-Sectional Absolute Deviation

CSSD: Cross-Sectional Standard Deviation

FF: Fama e French

FGV: Fundação Getúlio Vargas

FK: Filtro de Kalman

HML: Série High Minus Low (índice book-to-market)

HS: Hwang e Salmon

IBO: Série do índice Bovespa (Ibovespa)

LSV: Lakonishok, Shleifer e Vishny

MQO: Mínimos Quadrados Ordinários

MTF: Moderna Teoria de Finanças

OLS: Ordinary Least Squares

PIGS: Portugal, Itália, Grécia e Espanha

RF: Série do ativo livre de risco (taxa DI-Cetip over)

RM: Série do ativo de mercado

SMB: Série Small Minus Big (índice de valor de mercado)

TUE: Teoria da Utilidade Esperada

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Sumário de testes sobre <i>herding</i>	41
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Retornos sincronizados para os ativos A e B	60
Tabela 2 - Períodos das principais crises no mercado acionário brasileiro	67
Tabela 3 - Descrição das principais crises no mercado brasileiro.....	68
Tabela 4 – Estatísticas descritivas das séries de risco de mercado (RM-RF e IBO-RF).....	74
Tabela 5 – Tabela para amostra diária – Modelo A (HS 2004)	81
Tabela 6 – Tabela para amostra mensal – Modelo A (HS 2004)	81
Tabela 7 - Tabela para amostra diária – Modelo B (HS 2007)	82
Tabela 8 - Tabela para amostra mensal – Modelo B (HS 2007)	82

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Retornos Acumulados - Séries IBO, RM, SMB, HML e RF.....	73
Gráfico 2 - Histograma RM-RF	74
Gráfico 3 - Histograma IBO-RF.....	74
Gráfico 4– Resultado da medida de <i>herding</i> (h) modelo A de HS 2004.....	75
Gráfico 5 – Resultado da medida de <i>herding</i> padronizada (h^*) modelo B de HS 2007 ⁷	77
Gráfico 6 - Beta enviesado filtrado ITUB4 (Itau-Unibanco: Finanças e Seguros)	99
Gráfico 7 - Beta enviesado filtrado BBAS3 (Banco do Brasil: Finanças e Seguros)	99
Gráfico 8 - Beta enviesado filtrado BBDC4 (Bradesco: Finanças e Seguros)	99
Gráfico 9 - Beta enviesado filtrado BRAP4 (Bradespar: Outros).....	99
Gráfico 10 - Beta enviesado filtrado PETR4 (Petrobras: Petróleo e Gás).....	99
Gráfico 11 – Beta enviesado filtrado OGXP3 (OGX Petróleo: Petróleo e Gás)	99
Gráfico 12 - Beta enviesado filtrado VALE5 (Vale: Mineração)	100
Gráfico 13 - Beta enviesado filtrado MMXM3 (MMX Mineração: Mineração)	100
Gráfico 14 - Beta enviesado filtrado PDGR3 (PDG Realty: Construção).....	100
Gráfico 15 - Beta enviesado filtrado CYRE3 (Cyrela Realty: Construção).....	100
Gráfico 16 - Beta enviesado filtrado GFSA3 (Gafisa: Construção).....	100
Gráfico 17 - Beta enviesado filtrado MRVE3 (MRV: Construção).....	100
Gráfico 18 – Beta enviesado filtrado BRML3 (BR Malls: Outros)	101
Gráfico 19 - Beta enviesado filtrado HYPE3 (Hypermarcas: Outros).....	101
Gráfico 20 – Beta enviesado filtrado SBSP3 (Sabesp: Saneamento).....	101
Gráfico 21 – Beta enviesado filtrado DASA3 (Dasa: Laboratórios).....	101
Gráfico 22 – Beta enviesado filtrado JBSS3 (JBS: Alimentos).....	101
Gráfico 23 – Beta enviesado filtrado MRFG3 (Marfrig: Alimentos)	101
Gráfico 24 - Beta enviesado filtrado CMIG4 (Cemig: Energia elétrica)	102
Gráfico 25 - Beta enviesado filtrado LIGT3 (Light: Energia elétrica).....	102
Gráfico 26 - Beta enviesado filtrado LAME4 (Lojas Americanas: Varejo).....	102
Gráfico 27 - Beta enviesado filtrado BTOW3 (B2W: Varejo)	102
Gráfico 28 - Beta enviesado filtrado FIBR3 (Fibria: Papel e celulose)	102
Gráfico 29 - Beta enviesado filtrado BRKM5 (Braskem: Química).....	102

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Motivadores teóricos do <i>herding</i>	14
Figura 2 - Sincronização de preços de fechamento	60

1 O PROBLEMA DE PESQUISA

1.1 Introdução

A Moderna Teoria de Finanças (MTF) é construída a partir de uma abordagem suportada na racionalidade dos agentes econômicos. Assume-se a hipótese de que os agentes econômicos são capazes e eficientes para ajustar corretamente e instantaneamente suas expectativas após receberem novas informações do mercado. Outra hipótese da MTF é que o investidor é racional e avesso ao risco, obedecendo aos axiomas da Teoria da Utilidade Esperada (TUE) procurando maximizar sua utilidade esperada.

Esta abordagem tradicional possui vantagens de simplicidade e facilidade de modelagem explicando grande maioria dos fenômenos econômicos. No entanto, a sua validade para explicar o comportamento dos investidores e dos mercados é uma questão de natureza empírica e um vasto conjunto de evidências empíricas produzidas nas últimas décadas revela que as teorias disponíveis baseadas na racionalidade dos indivíduos não são capazes de explicar a totalidade dos fenômenos regularmente observados nos mercados financeiros (YOSHINAGA *et al*, 2008).

Estudos confirmam que os principais pressupostos do comportamento racional não são inteiramente completos e que os indivíduos se utilizam de heurísticas, ou regras simplificadoras, para responderem rapidamente a desafios e problemas de natureza mais complexa (TVERSKY, KAHNEMAN, 1974, p. 1124). Desta forma cometem erros cognitivos na análise de informações durante a tomada de decisões, podendo, assim, gerar expectativas equivocadas sobre um determinado evento (FAMÁ *et al*, 2008). Da mesma forma, existem evidências de que estes indivíduos mantêm sistemas de preferências inconsistentes sob a hipótese de racionalidade (KAHNEMAN, TVERSKY, 1979, p. 279).

As Finanças Comportamentais procuram incorporar estes vieses à MTF, possibilitando um aumento no seu poder explicativo. Ferreira e Yu (2003) advertem que a utilização de vieses comportamentais em teorias econômicas demanda de certos cuidados. Os autores argumentam que a simples introdução de parâmetros livres pode, potencialmente, aumentar o poder

explicativo de qualquer modelo, mas não o torna necessariamente mais preciso em suas previsões.

Em Finanças Comportamentais, o comportamento de manada (*herd behavior*), tomando o termo emprestado da biologia para explicar o comportamento de animais em rebanhos, descreve como investidores podem agir em conjunto sem uma direção ou orientação planejada. Desta forma, pode-se definir o *herding* como uma forma de comportamento social convergente definida pelo alinhamento dos pensamentos ou comportamentos de indivíduos em um grupo (rebanho) através de uma interação local destes indivíduos sem a presença de uma coordenação centralizada (RAAFAT *et al*, 2009, p. 420). Estes autores sugerem que o *herding* tem uma ampla aplicação social, particularmente em um mundo cada vez mais conectado e globalizado.

Em Finanças, *herding* pode ser definido como o comportamento correlacionado entre investidores (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001, p. 281). O termo se aplica em situações onde um grupo de investidores imita o comportamento de outro grupo, ignorando suas próprias crenças e convicções acreditando que este outro grupo tenha informações melhores que as suas. Este fenômeno é foco de grande preocupação entre os agentes reguladores dos mercados, pois pode levar os seus participantes, em determinadas situações, a exagerarem seus movimentos, desestabilizando os mercados e aumentando a fragilidade do sistema como um todo (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001, p. 279).

Em Finanças, este comportamento ou movimento de grupo é geralmente associado à movimentos exagerados de mercado, como por exemplo, períodos de altas exageradas com compras frenéticas de ações (bolhas) ou de quedas (crises), movidos por ganância e medo, respectivamente (BAKER, WUGLER, 2007, p. 142). A ideia central por trás deste viés comportamental pode ser entendida observando o comportamento de investidores em momentos de alta do mercado, comprando o mesmo ativo que todos estão comprando para não ficarem “de fora” do que parece ser um “ganho certo” e se isto é feito de maneira indiscriminada por todos ou por uma maioria dos participantes, tomados pela ganância, o preço do ativo em questão tende a se desviar do seu valor justo de equilíbrio, configurando uma sobrevalorização e podendo, em casos extremos, vir a formar uma bolha especulativa. Com o passar do tempo, os próprios resultados divulgados por estas empresas poderão frustrar as expectativas iniciais destes investidores e começará a ficar claro que estes ativos não

atenderão as suas expectativas iniciais de retorno. Neste instante um processo generalizado de vendas pode se iniciar com uma grande maioria dos participantes se desfazendo de suas posições e nenhum investidor irá esperar para ser o último a se desfazer de suas posições, amplificando este movimento, alimentado neste instante pelo sentimento de medo. Em casos extremos crises podem se formar destruindo milhões em riqueza dos investidores. No mercado financeiro podem-se ilustrar inúmeros exemplos onde este viés comportamental poderia estar associado, por exemplo, o caso de formação da bolha da internet no final da década de 90 ou mais recentemente a crise no mercado de crédito em 2008.

Um dos primeiros experimentos de comportamento de grupo foi conduzido por Asch¹ (1952 *apud* SHILLER, 1995, p. 142). Asch verificou que o julgamento de um indivíduo poderia ser influenciado pelo julgamento do grupo onde este indivíduo se achava inserido. Neste experimento, em um ambiente controlado, indivíduos eram colocados entre atores contratados. Os indivíduos em observação desconheciam a presença dos atores no grupo. Atores e indivíduos deveriam então responder um teste onde era questionado ao grupo o tamanho relativo de determinadas figuras geométricas, porém os atores deveriam concordar entre si numa mesma resposta, mas não necessariamente a resposta correta. Um terço dos indivíduos participantes observados, desconhecendo a presença dos atores no grupo, ignorou seus próprios julgamentos e crenças e acompanhou o julgamento do grupo de atores. Asch argumenta que estes indivíduos assumiram respostas sabidamente erradas acompanhando o grupo de atores basicamente por dois motivos:

- (i) para não se sentirem excluídos do grupo; ou
- (ii) por acreditar que o grupo havia identificado algo ou algum padrão nos testes que eles não haviam percebido.

Graham (1999) argumenta que errar em companhia da maioria é menos estressante, ao passo que conviver com as consequências de um erro em virtude de um posicionamento oposto ao do grupo é um constrangimento que a maioria procura evitar a qualquer custo.

Pelo fato do *herding* se tratar de uma variável não observável diretamente, as dificuldades na sua mensuração são grandes desafios das pesquisas nesta área e sendo um comportamento não

¹ ASCH, S. E. **Social psychology**. 13 ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc., 1952. p. 649.

quantificável diretamente, acaba sendo explicado apenas por outras medidas indiretas (*proxies*). Neste estudo utilizou-se o modelo de Hwang e Salmon (2001 e 2004) (HS), mensurando-se o *herding* no mercado brasileiro de ações através da medida de *proxie* proposta por estes autores da dispersão transversal dos betas (*beta herding*) no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012.

Alguns cuidados e considerações foram adotados neste estudo. Primeiramente, assumiu-se que os betas apresentam um comportamento dinâmico, o que é de fato mais realista. Este comportamento dinâmico dos betas foi demonstrado por diversos outros autores (COHEN *et al*, 1983; FAFF, HILLIER, HILLIER, 2000; DAMODARAN, 2006, p. 199; LIMA, LAURINI, MINARDI, 2009).

O comportamento dinâmico dos betas das ações foi modelado pela equação do modelo de três fatores de Fama e French (1993) adicionando-se aos fatores clássicos do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) os parâmetros de tamanho ou valor de mercado SMB (*Small Minus Big*) e índice *book-to-market* HML (*High Minus Low*) e aplicando um procedimento de Filtro de Kalman (FK) com objetivo de se obter o comportamento dinâmico dos coeficientes deste modelo.

Uma das vantagens desta abordagem é que não necessita de um período de estimação arbitrário como utilizado com estimadores do tipo OLS (*Ordinary Least Squares*). O próprio modelo do CAPM considera implícita esta premissa de estabilidade dos betas, pelo menos durante um determinado período de estimação.

O modelo aplicado desta forma permitiu analisar a dinâmica de diversos períodos de euforias e crises no mercado brasileiro, contemplados entre janeiro 1995 e maio de 2012. Algumas conclusões deste trabalho remetem a reforçar observações já encontradas por outros autores em outros mercados e conduz também a uma melhor compreensão da dinâmica do efeito manada no mercado brasileiro de ações.

1.2 Justificativa

Em Finanças o comportamento de manada (*herd behavior*) descreve como investidores podem agir em conjunto sem uma direção ou orientação planejada. *Herding*, utilizando a expressão em inglês, é comumente associado a um importante elemento do comportamento em mercados financeiros, geralmente associado à movimentos exagerados de mercado, como por exemplo, períodos de altas exageradas com compras frenéticas de ações (bolhas) ou de quedas (crises). Este fenômeno é foco de grande preocupação entre os agentes reguladores dos mercados, pois pode levar os seus participantes, em determinadas situações, a exagerarem seus movimentos, podendo levar a aumentos de volatilidade e risco sistêmicos, desestabilizando os mercados e aumentando a fragilidade do sistema como um todo, (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001).

Calvo e Mendonza (2000, p. 110) argumentam também que a globalização dos mercados pode promover um aumento deste contágio, reforçando os incentivos para que os investidores imitem carteiras arbitrárias de mercado.

Nos últimos anos tem havido muito interesse nos estudos de comportamento de manada nos mercados financeiros. Muitas pesquisas nesta área procuram explicar os motivadores teóricos desta anomalia de mercado. Possivelmente os termos *herding* e *herd behavior* estejam entre os mais mencionados na literatura de Finanças Comportamentais com várias pesquisas realizadas para explicar e mensurar a presença do *herding* em mercados desenvolvidos e emergentes. Esse interesse levou os pesquisadores a procurarem explicações teóricas e evidências empíricas de *herding*. Houve, entretanto, uma substancial desconexão entre os trabalhos teóricos e experimentais, com os pesquisadores teóricos trabalhando na identificação dos fatores motivadores para o *herding* em modelos abstratos que não são facilmente traduzidos em aplicações e experimentos e por se tratar de uma variável não observável diretamente, as dificuldades na sua mensuração ainda continuam grandes desafios das pesquisas nesta área.

No mercado brasileiro este quadro não é diferente do restante do mundo. Poucos estudos na literatura tratam da mensuração desta medida no mercado local. Neste estudo pretende-se ajudar a preencher esta lacuna, investigando a presença de efeito manada no mercado local de ações. Assim pretende-se verificar a presença deste viés de comportamento avaliando-se a

dinâmica desta variável no mercado brasileiro de ações. O entendimento da dinâmica desta variável ajudaria a explicar melhor o comportamento do investidor em diferentes condições de mercado.

1.3 Objetivo do Estudo

O objetivo deste estudo é verificar a presença do efeito manada (*herding*) e avaliar a dinâmica desta variável no mercado brasileiro de ações no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012.

Utilizando a medida de *herding* proposta por Hwang e Salmon (2001) e Hwang e Salmon (2004) (HS) da dispersão transversal dos betas (*beta herding*) dos ativos em relação ao índice de mercado e mensurando esta variável no mercado brasileiro de ações através da abordagem proposta por estes autores, este estudo tem por objetivo avaliar o comportamento desta variável em períodos de estabilidades e de crises no mercado acionário brasileiro.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A imitação talvez esteja entre um dos mais primitivos instintos humanos. A propensão a imitar é presumivelmente uma forma de evolução humana (BIKHCHANDANI *et al*, 1998). Do ponto de vista psicológico, a imitação é frequentemente assumida como decorrente da própria evolução da natureza humana, onde indivíduos tendem a uma conformidade como resultado do seu processo de comunicação e aprendizado (ASCH, 1952; HIRSHLEIFER, HONG, TEOH, 2003, p. 26; RAAFAT *et al*, 2009, p. 426).

O efeito manada ou *herding* como será tratado a seguir, utilizando-se o termo em inglês, é o resultado de uma intenção ou ação de um grupo de investidores de imitar ou copiar o comportamento de outro grupo (HIRSHLEIFER, 2001, p. 1552).

É importante distinguirmos o que é um comportamento de *herding* intencional de um comportamento de *herding* falso ou espúrio (*spurius herding*) onde grupos distintos tomam decisões de investimentos semelhantes, mas independentes (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001). Este tipo de *herding* espúrio, apesar de ser observado e mensurado empiricamente como um movimento coordenado entre investidores é um movimento racional entre os investidores. Por exemplo, no caso de uma redução da taxa básica de juros de uma economia, quando grupos distintos de investidores, de forma autônoma, racional e independente, reagem a esta redução com um movimento de aumento na exposição de renda variável de seus portfólios. Deste modo, estes investidores não estariam reagindo porque observaram a reação um dos outros, mas estão reagindo todos de forma racional, simultânea e independente a uma informação pública de redução de juros que atinge a todos simultaneamente.

O *herding* não requer um mecanismo de coordenação, podendo ser originado por um sinal (preço de um ativo, por exemplo) ou por um mecanismo de observação da ação de outros (DEVENOW, WELCH, 1996, p. 604). De acordo com estes autores, a visão irracional do *herding* está centrada na psicologia do investidor que segue outros agentes cegamente. Por outro lado, estruturas de informação imperfeitas, preocupações de reputação, compensações e contágios podem conduzir a um *herding* “racional” ou intencional (BIKHCHANDANI *et al*, 1998).

O *herding* intencional pode ser ineficiente do ponto de vista de mercados, sendo foco de preocupação dos agentes reguladores de mercado, caracterizado por fragilidades de idiosincrasias, podendo levar a aumentos de volatilidade e risco sistêmicos (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001).

2.1 Motivadores do *herding*

Uma forma de analisar e explicar o *herding* intencional é através da sua natureza ou de seus motivadores teóricos. Estudos apontam para algumas explicações teóricas para os motivadores do comportamento de *herding* entre investidores. A figura abaixo apresenta um resumo destes principais conceitos que serão discutidos a seguir:

Figura 1 - Motivadores teóricos do *herding*

A primeira forma de explicação teórica do *herding* é a informacional. Bikhchandani e Sharma (2001, p. 284) argumentam que na sua forma informacional de explicação do *herding*, investidores podem imitar a ação de outros quando:

- (i) não possuem informações próprias ou privadas;
- (ii) quando acreditam que suas informações privadas são de baixa qualidade;

- (iii) quando consideram que o seu processo de obtenção e análise destas informações é inadequado; ou
- (iv) percebem ou acreditam que outros investidores possuem informações de melhor qualidade ou são melhores informados.

Nesta forma de *herding* informacional é gerada uma cascata informacional, onde indivíduos observam as ações de outros indivíduos, mas não as informações privadas que possam ter gerado estas ações. Mesmo que estes indivíduos comuniquem de forma adequada suas informações privadas para os outros, a ideia aqui é de que “as atitudes falam mais alto que as palavras” (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001, p. 284). Assim, estas ações prévias de alguns agentes são indutoras de novas ações na mesma direção por outros investidores gerando uma série de cascatas de informações (*informational cascades*) (BANERJEE, 1992; BIKHCHANDANI *et al*, 1998).

Um outro argumento por trás das cascatas de informações é de que a tarefa de escolher as melhores alternativas de investimentos é geralmente custosa, basta pensar nos custos de pesquisa e análise envolvidos nos processos de gestão de investimentos. Assim, se investidores na frente da cascata puderem comunicar adequadamente suas decisões de investimentos, os demais investidores na cascata observando estas ações e suas consequências podem adotar o mesmo comportamento ignorando as informações privadas que possuem ou reduzindo o seu custo para obtê-las. Na ausência de distúrbios externos este processo acaba levando a uma uniformidade no comportamento dos investidores.

Avery e Zemsky (1998) estudaram a relação entre o preço de um ativo e o *herding*. Em seu modelo, quando os investidores conhecem apenas uma dimensão de incerteza no processo de investimento, como o preço do ativo, o *herding* não ocorre. Na presença de outras dimensões de incertezas, como a qualidade das informações privadas disponíveis, o *herding* se torna significativo, criando distorções no curto-prazo.

Outra explicação teórica para a origem do *herding* é relacionada à reputação dos profissionais de investimentos (gestores de fundos, analistas financeiros, consultores financeiros etc.). Estes profissionais estão sujeitos a avaliações e comparações periódicas de desempenho que normalmente são de natureza relativa (SCHARFSTEIN, STEIN, 1990; TEH, DEBONDT, 1997), isto é, os profissionais de investimentos acabam sendo avaliados um contra o outro de

forma relativa. Uma vez que os níveis de reputação e habilidade entre eles não são uniformes, nem homogêneos, é possível imaginar que aqueles reconhecidamente de baixa performance têm um “incentivo” a imitar ou copiar as ações daqueles de performance ou habilidades reconhecidamente superiores se acreditam que isto possa contribuir de alguma forma com a sua imagem profissional (SCHARFSTEIN, STEIN, 1990; TRUEMAN, 1994).

Graham (1999) complementa este argumento anterior justificando que aqueles profissionais de habilidades superiores também podem eventualmente decidir seguir um consenso do mercado, mesmo sabendo que esta solução não seja ótima ou ideal para seus investimentos, para evitar o risco de imagem e reputação de assumirem sozinhos uma posição diferente daquela consensual.

Boyson (2010) verificou haver um aumento do *herding* entre gestores de “*hedge funds*” mais experientes do que entre gestores menos experientes. O autor verificou que a medida que gestores mais experientes se afastam do consenso de mercado, estão expostos a custo maior com a probabilidade de fracasso e, quando isto ocorre, acabam sujeitos a resgates superiores do que seus pares menos experientes expostos ao mesmo tipo de fracasso. Desta forma existe um incentivo implícito para se manterem alinhados com o consenso de mercado, i.e., apresentando um aumento do *herding* intencional a medida que evoluem na sua carreira profissional.

Outro fator desta homogeneidade entre profissionais pode ser oriundo de suas próprias características intrínsecas (profissionais, educacionais, sociais, etc.). Por exemplo, geralmente são grupos de indivíduos compostos por profissionais com formações educacionais e experiências profissionais semelhantes, que expostos às mesmas fontes de informações públicas tenderiam a interpretar estes sinais de forma equivalente a que foram treinados ou condicionados, o que conduziria a uma similaridade nas suas formas de respostas (TEH, DEBONDT, 1997) ou dos tipos de ativos mantidos ou recomendados em seus portfolios (LAKONISHOK *et al*, 1992). Este argumento nos permitiria crer que diferentes gerações de profissionais com semelhantes educação e experiências, também tenderiam a ter características intrínsecas semelhantes e consequentemente similaridades na sua forma de atuação.

Uma terceira explicação para natureza do *herding* é de natureza da forma de compensação dos profissionais de investimentos. Isto pode ser explicado no caso da remuneração do profissional de investimento depender de um *benchmark* ou do desempenho de um grupo de concorrentes, o que levaria suas decisões de investimento a não se distanciarem daquelas do grupo (ROLL, 1992; BRENNAN, 1993).

Um exemplo para ilustrar este fenômeno é o caso dos gestores dos fundos de pensão no Chile. A receita destes gestores é resultado das taxas de administração que recebem dos seus clientes cotistas, assim aqueles que têm desempenho superior acabam atraindo novos clientes, que podem migrar livremente entre estes gestores, permitindo ainda o regulador daquele país que estes gestores acumulem uma parte deste excesso de performance como capital de suas companhias. No entanto o regulador daquele país também penaliza aqueles gestores que apresentam performance muito inferior à da média de mercado (média composta pelo desempenho geral dos gestores), impondo que devolvam a seus clientes parte desta “perda” em relação à média do grupo com recursos do capital próprio das suas companhias, o que induz o grupo de gestores a acompanharem muito de perto o movimento um dos outros e a manterem em seus portfolios carteiras muito semelhantes em termos de ativos e composição, não se distanciando da “média” e assim aumentando o *herding* de suas carteiras, induzidos por uma regra criada pelo próprio regulador daquele país.

A quarta forma de justificar a natureza do comportamento de *herding* é através do efeito de contágio entre os investidores. A maior parte dos modelos que recorre a imperfeições do mercado para explicar o contágio pressupõe a existência de um problema de obtenção de informações ou de assimetrias de informação entre os investidores.

As assimetrias de informação nos mercados podem gerar um “ruído” nos preços de tal forma que estes podem não refletir corretamente os fundamentos de mercado. Se existirem assimetrias de informação importantes entre os participantes do mercado, o fluxo de investimentos entre investidores menos informados pode ser interpretado erroneamente pelos demais investidores com tendo sido obtido por informações fundamentais de boa qualidade. Essa hipótese incorreta pode provocar o contágio e reações exageradas entre os demais agentes (LUX, 1995).

Calvo e Mendonza (2000, p. 110) também argumentam que a globalização financeira dos mercados pode colaborar para fortalecer os efeitos do contágio por dois motivos principais:

- (i) a globalização pode reduzir os custos para análise de informações específicas de países; e
- (ii) na presença de custos de performance variável, as carteiras de investidores tendem a reproduzir os *benchmarks* destes mercados.

Outro aspecto apresentado por Eichengreen *et al* (1998, p. 10) é o impacto da atuação dos “*hedge funds*” no mercado. A argumentação dos autores é de que estes fundos são popularmente reconhecidos como “espertos” pelos demais participantes do mercado e as suas transações, especialmente as de grande volume, não passam despercebidas dos outros investidores. Desta forma atuam como líderes ou indutores no início do processo de *herding*. Por outro lado, em geral, contam com equipes pequenas com capacidade limitada de cobertura e análise de todos os mercados em que atuam e algumas vezes acabam também por seguir outros investidores institucionais (grandes investidores) reconhecidos pela sua larga escala e capacidade de análise e cobertura de investimentos (WEI, KIM, 1999).

Pode-se ainda incluir na relação de motivadores teóricos do *herding* outra explicação, esta própria da natureza de liquidez dos ativos. Usualmente gestores de fundos de investimentos podem estar sujeitos a resgates das posições mantidas por seus clientes nos portfólios administrados. Algumas vezes em períodos de crises acentuadas de mercado, alguns investidores mais temerosos procuram solicitar resgates destes fundos de investimentos e os gestores necessitam liquidar posições destes portfólios e muitas vezes relutam em se livrar das posições “perdedoras” ou que apresentaram quedas mais significativas e realizam esta liquidez desfazendo-se daquelas posições que mais subiram ou que apresentem um ganho relativo maior. Se este movimento for homogêneo e interpretado da mesma forma entre diferentes gestores, é esperado que o comportamento resultante destes gestores seja semelhante, acentuando-se esta medida de *herding* explicada por diferenças na liquidez relativa dos ativos.

2.2 Formas de mensuração do herding

2.2.1 Lakonishok, Shleifer e Vishny (1992) (LSV)

A medida mais utilizada de mensuração do *herding* foi proposta por Lakonishok *et al* (1992) (LSV). Esta medida tem por objetivo capturar a proporção relativa entre investidores que estão negociando em compras ou vendas líquidas do que seria esperado se estes investidores negociassem de forma independente.

A medida LSV é baseada nas transações de um subgrupo de participantes durante um determinado período (trimestral no caso do estudo apresentado por estes autores). Ela é baseada na diferença entre a probabilidade observada que uma determinada ação é vendida (ou comprada) liquidamente por um gestor de fundos do grupo durante um determinado trimestre e a probabilidade de que o mesmo ativo é vendido (ou comprado) se cada gestor agir de forma independente. Lakonishok *et al* (1992) incluem um fator de ajuste, a fim de corrigir o viés quando os ativos apresentam baixa liquidez ou não são negociados por um número suficiente de participantes.

Esta medida LSV para o ativo i no período t pode ser definida como segue:

$$H_{i,t} = \left| \frac{B_{i,t}}{B_{i,t} + S_{i,t}} - p_{i,t} \right| - AF_{i,t} \quad \text{Equação (1)}$$

Onde:

$B_{i,t}$ = número de gestores que aumentaram suas posições no ativo i no trimestre t (compradores líquidos);

$S_{i,t}$ = número de gestores que diminuíram suas posições no ativo i no trimestre t (vendedores líquidos);

$p_{i,t}$ = é a proporção esperada de gestores comprando ações nesse trimestre em relação ao número total de gestores;

$AF_{i,t}$ = fator de ajuste para baixa liquidez proposto pelos autores.

$AF_{i,t}$ é calculado pelo valor esperado de $\left| \frac{B_{i,t}}{B_{i,t}+S_{i,t}} - p_{i,t} \right|$ sob a hipótese nula de não ocorrência de *herding*. Como $B_{i,t}$ segue uma distribuição binomial com probabilidade $p_{i,t}$ de sucesso, $AF_{i,t}$ é facilmente calculado conhecido o p_t e o número de gestores de fundos ativos na ação naquele trimestre. Para qualquer ativo, $AF_{i,t}$ diminui com o aumento do número de gestores ativos na ação naquele trimestre.

Quando esta medida $H_{i,t}$ é significativamente diferente de zero, os autores sugerem a existência do *herding*.

A medida de *herding* (LSV) de Lakonishok *et al* (1992) tem algumas limitações importantes. Primeiro de natureza qualitativa, pois acaba representando a correlação entre os negócios, mas não distingue as determinantes do *herding*. Em segundo lugar, não leva em consideração se a correlação encontrada reflete os resultados da imitação ou apenas reflete se os gestores utilizam a mesma informação pública, não diferenciando o *herding* espúrio do *herding* intencional. Hachicha *et al* (2010) também argumentam que a medida de *herding* LSV pode ser tendenciosa quando existem limitações para estratégias de vendas a descoberto de ações.

2.2.2 Christie e Huang (1995) (CH)

Outra medida de *herding* na literatura foi proposta por Christie e Huang (1995) (CH) que examinaram o comportamento de investidores no mercado americano de ações. Os autores argumentam que uma medida intuitiva de *herding* é a dispersão transversal definida pela proximidade dos retornos dos ativos com a média de mercado. Se todos os ativos se movem em movimento uníssono a dispersão é zero e o *herding* está ocorrendo na sua forma plena.

A medida empírica CH proposta pelos autores para medir este fenômeno é o desvio padrão transversal dos retornos ou CSSD (*Cross-Sectional Standard Deviation of returns*) como medida média da proximidade dos retornos dos ativos à média do mercado:

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (R_{i,t} - R_{m,t})^2} \quad \text{Equação (2)}$$

Onde:

$R_{i,t}$ = retorno do ativo i no período t ;

$R_{m,t}$ = retorno médio transversal dos N ativos da carteira de mercado.

CH argumentam que o comportamento de manada emerge durante períodos de estresse do mercado quando investidores abandonam suas crenças e avaliações em favor do consenso do mercado resultando em um movimento mais uniforme dos ativos.

Em particular o estudo de CH procura examinar esta dispersão dos retornos em períodos de forte movimento do mercado. Suportada pela hipótese de que os investidores abandonam suas próprias convicções em favor das convicções do mercado, durante períodos de movimento extremado de mercado, os autores propõem a seguinte especificação empírica para avaliação destes períodos:

$$CSSD_t = \alpha + \beta_1 D_t^L + \beta_2 D_t^U + \varepsilon_t \quad \text{Equação (3)}$$

Onde:

$D_t^L = 1$, se os retornos do mercado ocorrem na extremidade inferior da distribuição e

$D_t^L = 0$, caso contrário;

$D_t^U = 1$, se os retornos do mercado ocorrem na extremidade superior da distribuição e

$D_t^U = 0$, caso contrário.

Estas duas variáveis *dummies* capturam as diferenças no comportamento do investidor em movimentos extremos. Assim se a dispersão é baixa na presença de grandes alterações de preços pode-se supor que o *herding* ocorre.

Na amostra estudada de investidores no mercado americano de ações da NYSE e Amex entre 1925 e 1988, os autores observaram uma elevada dispersão dos retornos, encontrando evidências alinhadas como os modelos clássicos, mas contrárias a presença de *herding* pelo modelo CH.

Os autores argumentam que os modelos de mercados eficientes relacionam os retornos individuais dos ativos a alguns fatores comuns como o retorno de mercado e assim, em períodos de estresse do mercado, nos modelos clássicos observa-se uma grande dispersão transversal, porque os ativos individuais diferem em sua sensibilidade do retorno do mercado. Em outras palavras, o comportamento de manada em modelos clássicos de precificação de ativos iria oferecer uma previsão conflitante para o comportamento das dispersões transversais durante períodos de estresse do mercado de acordo com os argumentos dos autores.

A medida de CH também não leva em consideração se a correlação encontrada reflete os resultados da imitação ou apenas reflete se os gestores utilizam a mesma informação pública, não diferenciando o *herding* espúrio do *herding* intencional.

2.2.3 Chang, Cheng e Khorana (2000) (CCK)

Inspirado no modelo de CH, Chang *et al* (2000) introduziram uma nova medida de *herding* (CCK) utilizando, ao invés do CSSD, a dispersão transversal absoluta dos retornos ou CSAD (*Cross-Sectional Absolute Deviation of returns*) como medida de dispersão:

$$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{i,t} - R_{m,t}| \quad \text{Equação (4)}$$

De acordo com os autores, em mercados eficientes (CAPM), sob condições normais é esperada uma relação linear entre a dispersão dos retornos e os retornos dos mercados. Contudo na presença do *herding* o que acaba ocorrendo é uma relação não linear entre estes parâmetros.

Os autores argumentam que durante períodos relativamente grandes de oscilação de preços (volatilidade exagerada nos mercados) os investidores atuam em *herding* com o mercado com mais intensidade e uma relação não linear entre a CSAD e o retorno do mercado seria observado. Para verificar a possibilidade de assimetria do *herding* em mercados de alta e de baixa, CCK propõem uma relação não linear modelada segundo a seguinte especificação empírica:

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m,t}| + \gamma_2 R_{m,t}^2 + \varepsilon_t \quad \text{Equação (5)}$$

O espírito do teste e da especificação empírica utilizada pelos autores foi inspirado nos trabalhos de TREYNOR e MAZUY (1966). Na especificação acima o estimador γ_2 é projetado para capturar diferenças de comportamento dos investidores em períodos de estresse do mercado. No modelo clássico de preços (CAPM) esta relação é linear e positiva. CCK argumentam que em períodos de volatilidade exagerada dos mercados esta relação será negativa e não linear. Em outras palavras, se o coeficiente γ_2 é negativo e estatisticamente significativo então se observa a presença desta não linearidade e do *herding* entre os investidores.

2.2.4 Hwang e Salmon (2004) (HS)

Hwang e Salmon (2001) e Hwang e Salmon (2004) apresentam uma abordagem diferente para avaliação da medida de *herding*. A medida proposta por estes autores foi inspirada nos trabalhos anteriores de CH e CCK e é calculada pela dispersão transversal dos betas dos ativos em relação ao mercado.

A medida, em si, é uma variante da CSSD (*Cross-Sectional Standard Deviation*) calculada para os betas e a ideia por trás desta medida de *herding* é uma noção de mercado (investidores seguindo o comportamento do mercado) diferente da ideia tradicional de investidores seguindo investidores, suportada no fato de que o mercado é, no final das contas, a representação deste conjunto de investidores. Os autores argumentam que o aumento do *herding* poderia ser medido por uma diminuição nesta medida de dispersão transversal dos betas. Este argumento é semelhante ao proposto por CH.

No trabalho de 2004 (HWANG, SALMON, 2004), HS complementam as explicações do estudo anterior de 2001 (HWANG, SALMON, 2001) argumentando que quando o fenômeno de *herding* ocorre, a percepção de risco-retorno dos investidores se torna enviesada e então é possível que os investidores sigam uma direção de mercado. Desta forma os betas medidos do CAPM desviariam momentaneamente dos seus valores de equilíbrio e se se apresentariam enviesados em relação aos seus valores de equilíbrio.

Estudos mais recentes mostram que os betas não são constantes no tempo e que em cenários mais voláteis de mercado a variação dos betas tende a aumentar (COHEN *et al*, 1983; FAFF, HILLIER, HILLIER, 2000; DAMODARAN, 2006, p. 199; LIMA, LAURINI, MINARDI, 2009). Contudo como todos os ativos são afetados da mesma forma, HS argumentam que é esperado que a dispersão dos betas não se altere, portanto variações nesta medida poderiam ser um estimador indicativo de “movimentos intencionais” em relação ao mercado.

Pode-se especificar a argumentação de HS da seguinte forma:

Sejam os betas individuais obtidos por um modelo linear de múltiplos fatores de cada ativo $\beta_{i,m,t}$ (onde $i = 1, 2, \dots, N$) de todos os N ativos que compõem o mercado.

O retorno do ativo i poderia ser explicado pelo modelo linear multivariado genérico de K fatores:

$$r_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,m,t} * r_{m,t} + \sum_{k=1}^K \beta_{i,k,t} * f_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Equação (6)}$$

$i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$

Onde $r_{i,t}$ é o retorno do ativo i , $\alpha_{i,t}$ é uma constante, $\beta_{i,m,t}$ e $\beta_{i,k,t}$ são coeficientes da regressão, $r_{m,t}$ é o retorno de mercado e $f_{k,t}$ são outros fatores observáveis (lembrando que no modelo de Fama e French de três fatores trabalha-se com o retorno de mercado e mais dois fatores, no caso, os fatores SMB e HML).

Baseado na hipótese clássica do erro aleatório ser normalmente distribuído, temos:

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0, \text{var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{i,t}^2, \text{cov}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) = \sigma_{i,j}^2 \text{ para } i \neq j.$$

Assim o retorno transversal E_c esperado de todos os ativos individuais em um dado instante de tempo t é dado por:

$$E_c[r_{i,t}] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_{i,t} = r_{i,m,t} \quad \text{Equação (7)}$$

HS utilizam em seu estudo a média simples dos retornos individuais das ações para compor o retorno do mercado. Neste trabalho, reescreveu-se a equação acima, ponderada pela participação $w_{i,t}$ do ativo no mercado. Desta forma reescreve-se a equação 7 acima da seguinte forma:

$$E_c[r_{i,t}] = \sum_{i=1}^N w_{i,t} r_{i,t} = r_{i,m,t} \quad \text{Equação (8)}$$

Onde $\sum_{i=1}^N w_{i,t} = 1$

Assim pode-se definir o retorno transversal médio de mercado e a volatilidade como:

$$r_{m,t} = E_c[\alpha_{i,t}] + r_{m,t} E_c[\beta_{i,m,t}] + \sum_{k=1}^K f_{k,t} E_c[\beta_{i,k,t}] + E_c[\varepsilon_{i,t}] \quad \text{Equação (9)}$$

$t = 1, 2, \dots, T$

E a variância transversal de $r_{i,t}$ para um dado t pode ser definida por:

$$\begin{aligned} \text{var}_c(r_{i,t}) &= E_c[(r_{i,t} - r_{m,t})^2] \\ \text{var}_c(r_{i,t}) &= E_c[\alpha_{i,t}^2] + r_{m,t}^2 E_c[(\beta_{i,m,t} - 1)^2] \\ &\quad + \sum_{k=1}^K f_{k,t}^2 E_c[\beta_{i,k,t}^2] + E_c[\varepsilon_{i,t}^2] + \text{Cov}_{c,t} \end{aligned} \quad \text{Equação (10)}$$

$$\begin{aligned} var_c(r_{i,t}) = & var_c(\alpha_{i,t}) + r_{m,t}^2 var_c(\beta_{i,m,t}) \\ & + \sum_{k=1}^K f_{k,t}^2 var_c(\beta_{i,k,t}) + var_c(\varepsilon_{i,t}) + Cov_{c,t} \end{aligned}$$

Assim, no caso de n ser maior que o número de variáveis $(K+2)$ e $r_{m,t}$ e $f_{k,t}$ não correlacionados, pode-se supor que:

$$E_c[\alpha_{i,t}] = 0, E_c[\beta_{im,t}] = 1 \text{ e } E_c[\beta_{ik,t}] = 0 \quad k = 1, 2, \dots, K$$

Resumidamente, em outras palavras, o que se tem é que o coeficiente em relação ao retorno de mercado esperado, $\beta_{i,m,t}$, seja igual a 1 e os demais coeficientes, $\beta_{i,k,t}$, iguais a zero. HS consideram então resumidamente a seguinte equação de equilíbrio para o CAPM:

$$E_c[r_{i,t} - r_{f,t}] = \beta_{i,m,t} E_c[r_{m,t} - r_{f,t}] \quad \text{Equação (11)}$$

Onde:

$\beta_{i,m,t}$ = coeficiente em relação ao retorno de mercado;

$r_{f,t}$ = retorno da taxa livre de risco.

HS não discutem o mérito da equação acima ser incompleta do ponto de vista comportamental, mas argumentam que na presença do *herding* a equação de equilíbrio acima é válida em termos de um beta, $\beta_{i,m,t}^b$, de natureza enviesada, pelo menos momentaneamente enviesado, assim tanto o beta quanto o retorno esperado do ativo se apresentam enviesados, pelo menos no curto prazo (HWANG, SALMON, 2004, p. 591). Assim na presença do *herding* HS reescrevem a equação do CAPM da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E_c^b[r_{i,t} - r_{f,t}] &= \beta_{i,m,t}^b E_c[r_{m,t} - r_{f,t}] \\ \beta_{i,m,t}^b &= \frac{E_c^b[r_{i,t} - r_{f,t}]}{E_c[r_{m,t} - r_{f,t}]} \end{aligned} \quad \text{Equação (12)}$$

Onde:

$\beta_{i,m,t}^b$ = coeficiente beta enviesado em relação ao retorno de mercado;

$r_{f,t}$ = retorno da taxa livre de risco.

HS propõem então na equação 13 abaixo uma especificação diferente para a medida de beta enviesado que seria explicado por um fator $h_{m,t}$, não observável, que pretendem mensurar:

$$\beta_{i,m,t}^b = \beta_{i,m,t} - h_{m,t}(\beta_{i,m,t} - 1) \quad \text{Equação (13)}$$

Onde $E_c^b[r_{i,t} - r_{f,t}]$ e $\beta_{i,m,t}^b$ são o retorno esperado enviesado do ativo i e seu respectivo beta enviesado e o parâmetro $h_{m,t}$ é o parâmetro latente de *herding* não observável que pretende-se mensurar e que varia ao longo do tempo. A especificação proposta na equação 13 permite algumas reflexões e considerações:

Quando $h_{m,t} = 0$, $\beta_{i,m,t}^b = \beta_{i,m,t}$ e não existe *herding* e as equações de equilíbrio do CAPM se aplicam na sua forma original da MTF.

Quando $h_{m,t} = 1$, $\beta_{i,m,t}^b = 1$ o retorno individual do ativo se movimenta da mesma forma que o mercado, na mesma direção e magnitude do mercado, sugerindo que se está numa situação de *herding* perfeito nesta condição com os ativos se movimentando em um movimento uníssono.

Quando $0 < h_{m,t} < 1$ pode-se supor a existência de algum grau de *herding* no mercado.

Se o *herding* existe pode-se também supor, pelo menos em teoria pela especificação acima, a existência de um *herding* adverso, matematicamente caracterizado por $-1 < h_{m,t} < 0$ (HANDLEY, LUCEY, 2011). HS argumentam que pode-se pensar neste *herding* adverso como o oposto do comportamento de *herding*, quando betas altos se tornam maiores e betas baixos se tornam menores. Neste caso, investidores se tornam mais sensíveis aos ativos com beta elevado e menos sensíveis aos ativos com beta baixo. Isto representaria uma reversão à média em direção ao beta de equilíbrio de longo prazo (HWANG, SALMON, 2004, p. 590).

Ao contrário de Porzak (2010) e Handley e Lucey (2011) que evidenciaram a presença do *herding* adverso nos mercados da Polónia e entre instituições financeiras europeias, respectivamente, na amostra avaliada neste estudo não se observou a presença deste fenómeno de *herding* adverso.

A medida $h_{m,t}$ reflete o *herding* que se pretende-mensurar, no entanto $\beta_{i,m,t}$ e $h_{m,t}$ não são observados diretamente e não é imediatamente óbvio como medir $h_{m,t}$, particularmente se o verdadeiro beta, $\beta_{i,m,t}$, não é constante.

HS adotam a abordagem do desvio padrão transversal dos betas para evitar os efeitos do risco idiossincrático dos ativos individuais na estimativa dos betas enviesados. A expectativa de corte transversal é equivalente a ter expectativas sobre todos os ativos em um ponto no tempo, em vez de em algum horizonte de tempo. Por exemplo, a expectativa de corte transversal dos retornos de ativos individuais no instante de tempo t dará o retorno do mercado no instante de tempo t . Observe-se que, quando se toma a expectativa transversal de ambos os lados da equação 11, percebe-se que a expectativa de corte transversal de $\beta_{i,m,t}$ é 1, independentemente se $\beta_{i,m,t}$ (ou $\beta_{i,m,t}^b$) é enviesado ou não. Assim, HS argumentam que supondo a média transversal de $\beta_{i,m,t}^b$ (ou $\beta_{i,m,t}$) ser sempre 1, é esperado que:

$$Std_c(\beta_{i,m,t}^b) = \sqrt{E_c \left((\beta_{i,m,t} - h_{m,t}(\beta_{i,m,t} - 1) - 1)^2 \right)} \quad \text{Equação (14)}$$

HS reescrevem a equação 14 acima, válida para $h_{m,t} \leq 1$:

$$Std_c(\beta_{i,m,t}^b) = \sqrt{E_c \left((\beta_{i,m,t} - 1)^2 \right)} (1 - h_{m,t}) \quad \text{para } h_{m,t} \leq 1 \quad \text{Equação (15)}$$

$$Std_c(\beta_{i,m,t}^b) = Std_c(\beta_{i,m,t}) (1 - h_{m,t}) \quad \text{Equação (16)}$$

A hipótese subjacente deste modelo é que $\beta_{i,m,t}^b$ é uma variável estocástica e assim espera-se que o desvio padrão transversal do beta não irá se alterar significativamente no curto prazo. Assim, as alterações de curto prazo no desvio padrão do beta enviesado podem ser explicadas por alterações na medida de *herding* do mercado $h_{m,t}$.

Para obter-se $h_{m,t}$ primeiramente encontram-se os logaritmos naturais da equação acima:

$$\ln[Std_c(\beta_{i,m,t}^b)] = \ln[Std_c(\beta_{i,m,t})] + \ln(1 - h_{m,t}) \quad \text{Equação (17)}$$

Seja então:

$$\ln[Std_c(\beta_{i,m,t})] = \mu_m + v_{m,t} \quad \text{Equação (18)}$$

Onde $\mu_m = E[\ln[Std_c(\beta_{i,m,t})]]$ e $v_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{mv}^2)$

Assim pode-se reescrever a equação 17 da seguinte forma:

$$\ln[Std_c(\beta_{i,m,t}^b)] = \mu_m + v_{m,t} + H_{m,t} \quad \text{Equação (19)}$$

Onde $H_{m,t} = \ln(1 - h_{m,t})$

HS propõem estudar a dinâmica da variância transversal dos betas medida pelos parâmetros $H_{m,t}$ por um modelo de espaço-estado de Filtro de Kalman (FK). Os autores assumem a hipótese de que a variância segue um processo AR(1) e seu modelo a partir da equação 19 se torna então:

$$\ln[Std_c(\beta_{i,m,t}^b)] = \mu_m + v_{m,t} + H_{m,t} \quad \text{Equação (19)}$$

Onde:

$$H_{m,t} = \phi_m H_{m,t-1} + \eta_{m,t} \quad \text{Equação (20)}$$

$$\mu_m = E[\ln[Std_c(\beta_{i,m,t})]], v_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{mv}^2) \text{ e } \eta_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{m\eta}^2)$$

Embora μ_m e $v_{m,t}$ sejam variáveis potencialmente interessantes de se analisar, o foco principal é avaliar o comportamento dinâmico da variável $H_{m,t}$ na equação de espaço-estado (Equações 19 e 20).

Quando $\sigma_{m\eta}^2 = 0$ o modelo se torna $\ln[Std_c(\beta_{i,m,t}^b)] = \mu_m + v_{m,t}$ e não existe *herding*, i.e., $H_{m,t} = 0$ para qualquer t . Assim, um valor significativo de $\sigma_{m\eta}^2$ pode ser interpretado como a existência de *herding* e um ϕ_m estatisticamente significativo suporta a estrutura autoregressiva do *herding* de forma que $|\phi_m| \leq 1$ para que não se tenha um processo explosivo (HWANG, SALMON, 2004, p. 593).

HS definem esta medida $h_{m,t}$ de “beta herding” (HWANG, SALMON, 2004, p. 592) (HWANG, SALMON, 2007, p. 6) e propõem que esta medida possa ser estimada pela variância dos betas da seguinte forma:

$$Var_c(\beta_{i,m,t}^b) = \sum_{i=1}^N \frac{(\beta_{i,m,t}^b - 1)^2}{N} \quad \text{Equação (21)}$$

Neste trabalho reescreve-se a equação 21 acima de HS ponderada pela participação $w_{i,t}$ do ativo no mercado. Assim:

$$Var_c(\beta_{i,m,t}^b) = \sum_{i=1}^N w_{i,t} (\beta_{i,m,t}^b - 1)^2 \quad \text{Equação (22)}$$

Assim quando a variância dos betas diminui, o grau de *herding* $h_{m,t}$ do mercado estaria aumentando, em outras palavras os betas dos ativos estariam se aproximando do mercado e a performance relativa de todos os ativos estaria caminhando de forma parecida (em manada).

Quando a variância dos betas aumentasse, o grau de *herding* $h_{m,t}$ do mercado estaria diminuindo, em outras palavras os retornos individuais dos ativos estariam mais dispersos entre si e mais próximo de seus fundamentos de mercado destes ativos (KHAN *et al*, 2011, p. 56).

Em estudo posterior (HWANG, SALMON, 2007) identificaram que a medida $Var_c(\beta_{i,m,t}^b)$ seria muito afetada pelos erros de estimação dos betas e propõem uma padronização desta medida pelo erro padrão de estimação do OLS para contornar esta propriedade indesejada

desta medida, em outras palavras, utilizam a estatística-t que tem uma distribuição homocedástica. A estatística-t reduz a influência do impacto das mudanças da volatilidade do mercado em particular durante períodos de crises (Fisher e Kamin, 1985). Assim propõem os autores que a variância do beta possa ser reescrita da seguinte forma:

$$Var_c^*(\beta_{i,m,t}^b) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\beta_{i,m,t}^b - 1}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i,t} / \hat{\sigma}_{m,t}} \right)^2 \quad \text{Equação (23)}$$

Onde:

$Var_c^*(\beta_{i,m,t}^b)$ = variância ajustada pelo erro padrão de estimação;

$\hat{\sigma}_{\varepsilon i,t}$ = resíduo de erro da estimação da regressão dos betas;

$\hat{\sigma}_{m,t}$ = a variância do mercado.

Da mesma forma que se tratou na equação 22 neste trabalho, reescreve-se esta equação pela participação $w_{i,t}$ do ativo no mercado:

$$Var_c^*(\beta_{i,m,t}^b) = \sum_{i=1}^N w_{i,t} \left(\frac{\beta_{i,m,t}^b - 1}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i,t} / \hat{\sigma}_{m,t}} \right)^2 \quad \text{Equação (24)}$$

Embora $Var_c(\beta_{i,m,t}^b)$ (equação 22) ou $Var_c^*(\beta_{i,m,t}^b)$ (equação 24) sejam as variáveis observáveis, o interesse deste modelo é analisar o comportamento da variável latente de *herding* não observável $h_{m,t}$ expressa por na equação 19:

Da equação 19 acima:

$$\ln[Std_c(\beta_{i,m,t}^b)] = \mu_m + v_{m,t} + H_{m,t}$$

No modelo espaço-estado:

$$H_{m,t} = \phi_m H_{m,t-1} + \eta_{m,t}$$

Onde $H_{m,t} = \ln(1 - h_{m,t})$

$$\mu_m = E \left[\ln[Std_c(\beta_{im,t})] \right], v_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{mv}^2) \text{ e } \eta_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{m\eta}^2)$$

Assim:

$$h_{m,t} = 1 - e^{H_{m,t}} \quad \text{para } h_{m,t} \leq 1 \quad \text{Equação (25)}$$

Hwang e Salmon (2004, p. 595) argumentam que o modelo proposto é interessante para capturar a estrutura dinâmica da variável latente não observável de *herding*. No entanto argumentam que o nível de *herding* de um determinado mercado μ_m não é uma variável comparável entre mercados distintos. O modelo proposto por HS não é capaz de determinar o nível de *herding* verdadeiro do mercado, mas é capaz de determinar mudanças relativas de nível.

Isto pode ser compreendido na prática analisando-se a situação hipotética de dois mercados estruturalmente diferentes, um onde existisse uma estrutura de setores da economia muito diversificada entre diversos setores econômicos e um e outro mercado onde se tenha uma concentração estrutural em poucos ou em um único setor econômico. Seria esperado que estes dois mercados apresentassem níveis de dispersão transversal de betas muito distintos, não significando que aquele mercado menos diversificado com níveis esperado de dispersão dos betas menor fosse um mercado que apresentasse um nível de *herding* maior do que aquele mais diversificado.

2.3 Testes em mercados

Lakonishok *et al* (1992) avaliaram o comportamento de *herding* nos negócios de 769 fundos de investimentos americanos isentos de impostos de renda administrados por 341 gestores diferentes. Os autores concluíram que no geral os gestores de sua amostra não apresentaram medida de *herding* significativa. No entanto verificaram evidências de que este fenômeno de comportamento era mais frequente em ações de empresas pequenas em comparação com os de ações de grandes empresas. Lakonishok *et al* (1992) argumentam que isto decorre porque

há menos informação pública sobre as ações de empresas pequenas e, portanto no caso destes ativos, os gestores de fundos observam de forma mais próxima os movimentos de outros gestores na tomada de suas próprias decisões de investimento.

Resultados semelhantes com medida semelhante foram encontrados observando os preços mensais dos ativos negociados por fundos mútuos de investimentos entre 1975 e 1994. Em geral observou-se a presença de um nível de *herding* muito baixo. No entanto esta medida se mostrou mais pronunciada em ações de empresas menores e naqueles produtos orientados para ações de crescimento (WERMERS, 1999).

Brennan (1993) estudou o comportamento dos portfólios de gestores de ações avaliando o retorno de portfólios de ações compostos por ações dos S&P500 entre 1931 e 1991. Concluiu em seu trabalho que gestores de portfólios de ações apresentavam uma preocupação elevada com a média e variância dos retornos dos seus portfólios relativos aos *benchmarks* de seus portfólios.

Trueman (1994) estudou o *herding* pela ótica dos analistas de investimentos. O autor verificou uma tendência dos analistas de ações de produzirem expectativas alinhadas com os resultados já divulgados das empresas, mesmo que estas informações não estejam alinhadas com outros fundamentos econômicos destas empresas. Isto seria uma medida de *herding* de manutenção de uma situação corrente.

Christie e Huang (1995) estudaram uma amostra de investidores no mercado americano de ações da NYSE e Amex entre 1925 e 1988 e observaram uma elevada dispersão dos retornos, encontrando evidências contrárias a presença de *herding*. Os autores afirmam que, consistente com a hipótese de mercado eficiente, o *herding* não seria um fator importante para explicar o retorno dos ativos em períodos de estresse do mercado. Estes achados não são contrários à hipótese de que o *herding* aumente em períodos de crise.

Grinblatt *et al* (1995) analisaram os ativos mantidos nas carteiras de 274 fundos mútuos de investimentos americanos existentes em dezembro de 1974. Destes fundos, 155 mantiveram carteiras trimestrais por 10 anos. As evidências mostraram que os fundos apresentam a tendência de comprarem ativos baseado no desempenho passado destes papéis. Além disso,

acabam comprando e vendendo ativos ao mesmo tempo (*herding*) com um nível de *herding* significativo, mas não muito elevado.

Nofsinger e Sias (1999) estudaram os percentuais de ações mantidos por investidores institucionais e individuais americanos de 1977 e 1996, documentando uma forte correlação positiva entre as negociações entre investidores institucionais e individuais e os retornos observados no mesmo período. Os autores argumentam que o *feedback* positivo destes investidores institucionais ou o *herding* tem um forte impacto nos preços dos ativos.

Wermers (1999) estudou o *herding* nos negócios realizados com fundos mútuos de ações americanos entre 1975 e 1994 verificando que, embora no geral, a presença média do *herding* fosse pouco significativa, este se verificava mais presente nas negociações realizadas com ações de empresas menores, menos líquidos negociados em fundos de ações de crescimentos.

Chang *et al* (2000) examinaram os retornos mensais de ações nos mercados dos Estados Unidos, Japão, Hong Kong, Coreia do Sul e Taiwan encontrando evidências de *herding* nos mercados emergentes da Coreia do Sul e Taiwan.

Hwang e Salmon (2001) estudaram o comportamento de três diferentes mercados: Estados Unidos, Reino Unido e Coreia do Sul, analisando dados mensais dos índices de bolsa destes países entre janeiro de 1990 e outubro de 2000, encontrando evidências significativas da presença de *herding* nestes mercados tanto durante períodos de calmaria do mercado quanto em períodos de crises. O estudo ainda sugeriu que os níveis de *herding* nos mercados dos Estados Unidos e Reino Unido apresentavam um nível inferior do que da Coreia do Sul. Outro achado dos autores foi observar que assim que um período de crise se iniciava o nível de *herding* em relação ao mercado se reduzia.

Lobão e Serra (2002) testaram o *herding* em 32 fundos de investimentos em ações portuguesas durante o período de 1998 e 2000 utilizando a medida de LSV. Os autores verificaram níveis de *herding* significativo nos fundos portugueses em um nível de 4 a 5 vezes superior ao de mercados mais maduros. Os autores verificaram também que este nível de *herding* diminuía em mercados mais voláteis ou quando o mercado se encontrava mais otimista.

No estudo de 2004 (HWANG, SALMON, 2004) analisaram dados mensais do mercado americano e da Coreia do Sul, entre janeiro de 1993 e novembro de 2002, utilizando do modelo de Fama e French de três fatores, encontrando evidências de *herding* tanto no mercado de alta quanto no mercado de baixa. As crises da Ásia e da Rússia também se mostraram como pontos de mudança de comportamento do *herding*, sugerindo que estes pontos de estresse ajudariam o mercado a reencontrar seus fundamentos e retornar para seus pontos de equilíbrio. Isto poderia ser medido por uma redução da medida de *herding* durante estes períodos de crise. Além disso, os autores verificaram que o *herding* seria uma variável independente de fatores macroeconômicos.

Lütje e Menkhoff (2005) realizaram entre agosto e dezembro de 2002 uma pesquisa (*survey*) entre gestores de fundos de investimentos na Alemanha. Com 117 questionários completos respondidos observaram que em geral estes gestores percebiam de forma geral a existência do *herding*, no entanto verificaram que gestores seniores avaliavam este fenômeno como mais forte do que os gestores juniores. Os autores argumentam que isto poderia ser uma resposta aos incentivos e a pressão maior de resultados que os gestores seniores enfrentavam.

Em 2007, (HWANG, SALMON, 2007) HS apresentaram novo trabalho desta vez investigando os efeitos do sentimento do investidor no mercado e analisando dados mensais do mercado americano, entre julho de 1963 e dezembro de 2003 e do Reino Unido e Coreia do Sul, entre janeiro de 1993 e novembro 2002, utilizando novamente o modelo de mercado de três fatores. Contrário o que seria o senso comum de que o *herding* seria mais significativo em períodos de crise, os autores verificaram que o *herding* seria mais presente quando os investidores se sentiam confortáveis com a direção aparente do mercado. Assim que uma crise aparecia, o *herding* se tornaria mais fraco com o mercado procurando suporte nos fundamentos econômicos para justificar os preços dos ativos.

Kallinterakis e Kratunova (2007) apresentam um estudo da medida de *herding* na bolsa de ações da Bulgária, entre novembro de 2000 e novembro de 2006, utilizando a medida de HS. Os autores encontram evidências de *herding* neste mercado. Os autores argumentam que a baixa liquidez do mercado daquele país e a falta de negociações continua dos ativos poderia gerar uma medida subestimada do *herding*.

Tan *et al*, (2008) examinaram a presença de *herding* em duas classes de ações, A-share e B-share, negociadas na bolsa de ações chinesa. Os autores utilizaram as medidas de CH e CCK e verificaram que o *herding* ocorre tanto em mercados de alta quanto em mercados de baixa. Os autores trabalharam com dados diários e verificaram que com dados semanais ou mensais o fenômeno é mais fraco, sugerindo que seja um fenômeno restrito a curtos intervalos de tempo.

Chiang e Zheng (2008) utilizaram as medidas de CH e CCK para avaliar o *herding* em mercados desenvolvidos e mercados emergentes com dados dos mercados de ações do setor industrial dos Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha, Japão, Hong Kong, Indonésia, Tailândia e Coreia do Sul entre 1990 e 2008. Os autores encontraram evidências de *herding* persistente em quase todos os mercados, exceto nos Estados Unidos e verificaram que a dispersão dos retornos aumentava nos mercados asiáticos em períodos de crise com consequente redução nas medidas de *herding*.

Hachicha *et al* (2008) analisaram dados da bolsa de ações da Tunísia entre 1999 e 2005, medindo o *herding* deste mercado com as medidas de CH, CCK e HS e com uma variante da medida de HS baseada na dispersão transversal dos betas dos volumes negociados dos ativos. Os autores propõem que o *herding* é explicado por três componentes: A primeira está relacionada com um termo constante que argumenta que este comportamento existe independentemente das condições de mercado. A segunda componente lida com o erro de antecipação dos investidores sobre a totalidade de ativos do mercado. Finalmente, a terceira componente realça que *herding* corrente depende do nível de *herding* anterior. Este resultado encontra sua base teórica na teoria de cascatas informacionais.

Zaharyeva (2008) aplicou o modelo de HS no mercado de ações da Ucrânia entre 1998 e 2008 também verificando a presença do *herding* neste mercado.

Amirat e Bouri (2009a) e Hachicha (2010) desenvolveram uma medida de *herding* baseada na dispersão transversal dos betas dos volumes negociados dos ativos. A medida foi inspirada no modelo de Hwang e Salmon (2004) e foi aplicada nos dados da bolsa de valores de Toronto entre janeiro de 2000 e dezembro de 2006. Da mesma forma que no trabalho de Hachicha *et al* (2008), os autores argumentam que o *herding* pode ocorrer tanto de forma racional quanto irracional. A modelagem proposta pelos autores suporta a hipótese de que o *herding* poderia ser essencialmente explicado por três componentes:

- (i) uma componente de base ou *herding* estacionário (*stationary herding*), observado pelos autores como a existência de um nível permanente de *herding* no mercado independente das condições do mercado;
- (ii) uma componente de *herding* intencional (*intentional herding*), explicado pela imitação voluntária e racional dos investidores seguindo uma ação dominante no mercado; e
- (iii) uma componente de *feedback* (*feedback herding*) onde o nível de *herding* passado influencia o nível atual de *herding* dos investidores que então decidem irracionalmente ignorar suas próprias informações para agirem de forma semelhante.

Amirat e Bouri (2009a) observaram ainda que quanto maiores os retornos e os volumes negociados, maiores os valores de sua medida de *herding* e que quando a volatilidade do mercado era excessivamente baixa o fenômeno de *herding* se apresentava mais significativo.

Em outros trabalhos (AMIRAT, BOURI, 2009b; HACHICHA *et al*, 2010), com a mesma amostra de dados da bolsa de valores de Toronto entre janeiro de 2000 e dezembro de 2006, utilizam quatro metodologias sugeridas para avaliação da medida de *herding*: LSV, CH, CCK e HS. Neste estudo, os autores discutem o viés de *herding* através de um modelo informacional de cascata pela alternância entre dois vieses psicológicos: o *herding* e o efeito disposição. Os resultados mostram que a formação progressiva da cascata informacional caracterizada por aumentos anormais de volumes ocorre devido à presença do *herding*, enquanto que a queda rápida é explicada pelo aumento do efeito disposição.

Andronikidi e Kallinterakis (2010) utilizaram a metodologia proposta por HS com dados da bolsa de Israel entre janeiro de 1997 e dezembro de 2006 e avaliaram o efeito da baixa liquidez na medida de *herding*. O efeito da baixa liquidez foi estudado utilizando a metodologia proposta por Miller, Muthuswamy e Whaley (1994) na qual estimam um modelo de média móvel para os dias que os ativos não são negociados. Os resultados apontaram que estes ajustes tornaram a medida de *herding* mais persistente e suave em sua evolução, indicando que a baixa liquidez nos mercados poderia conduzir a uma medida subestimada do *herding*.

Porzak (2010) utilizou a metodologia de HS para analisar o *herding* na bolsa da Polônia entre 2000 e 2010. A autora verificou que o *herding* era significativo e persistente e que os

resultados sugeriam que a medida observada da dispersão dos betas era explicada mais pelas condições de mercado do que pelo *herding*. Os achados de Porzak (2010), com relação às condições de mercado, são contrários aos verificados por HS em 2004 (HWANG, SALMON, 2004), quando verificaram, na amostra analisada, que o *herding* seria uma variável independente de fatores macroeconômicos.

Zheng (2010) estudou o comportamento de *herding* em um escopo internacional aplicando a medida de CH e CCK em 18 mercados internacionais entre 1988 e 2009 (Austrália, França, Alemanha, Reino Unido, Estados Unidos, Argentina, Brasil, Chile, México, China, Hong Kong, Japão, Coreia do Sul, Taiwan, Indonésia, Malásia, Singapura e Tailândia). O autor encontrou evidências da existência de *herding* em praticamente todos os mercados, exceto Estados Unidos, em linha com os achados de outros autores (CHRISTIE, HUANG, 1995). Ao estender os testes para os mercados globais, este estudo concluiu que as dispersões nos retornos das ações nos Estados Unidos desempenham um papel significativo na explicação de *herding* fora dos Estados Unidos. Com exceção dos mercados americanos e latino-americanos, o *herding* foi verificado como presente tanto em mercados de alta quanto baixa e que a formação do *herding* estaria mais evidente em períodos de crise.

Chen *et al* (2011) utilizaram a medida de HS para avaliar o *herding* no mercado de ações da Malásia entre 1993 e 2004, encontrando *herding* persistente tanto em mercados de alta quanto baixa. Também verificaram *herding* persistente quando o governo da Malásia respondeu com medidas de controle durante deterioração de seus mercados durante a crise da Ásia. Neste caso é difícil se avaliar o que é componente de *herding* intencional do que é uma medida espúria de *herding* (BIKHCHANDANI, SHARMA, 2001). No geral, o estudo dos autores suporta a intuição de que o *herding* está relacionado a mudanças drásticas nas condições de mercado, ainda mais quando a atmosfera de incerteza é prevalente entre os investidores. Estes achados também estão em linha com Avery e Zemsky (1998). Em seu modelo, na presença de outras dimensões de incertezas, como a qualidade das informações privadas disponíveis ou a liquidez dos ativos, o *herding* se torna significativo, criando distorções no curto-prazo.

Economou *et al* (2011) estudaram a medida de *herding* de CCK em quatro países apelidados pelo mercado de PIGS (Portugal, Itália, Grécia e Espanha) entre janeiro de 1998 e dezembro de 2008, encontrando evidências mais fortes de *herding* nos mercados da Grécia e Itália. Um achado importante deste trabalho foi o elevado nível de movimento correlacionado das

dispersões transversais de retornos nestes quatro mercados, caracterizando uma coordenação potencial do que os autores chamaram de “forças de *herding*” nestes mercados o que se torna uma preocupação para investidores internacionais e reguladores, visto o pequeno benefício que a diversificação entre estes mercados poderia oferecer (ECONOMOU *et al*, 2011, p. 458).

Handley e Lucey (2011) analisaram dados diários de empresas do setor financeiro e bancário europeu entre janeiro de 2001 e junho de 2011 medindo o *herding* destes mercados pela medida de HS. Os autores encontraram clara evidência da medida de *herding* em todos os mercados, tanto em períodos de alta quanto em períodos de baixa do mercado e com correlação elevada entre os mercados. Resultado semelhante ao encontrado por Economou *et al* (2011) para os PIGS. Além disso, a medida de *herding* não diminuiu ante as quebras de bancos provocadas da crise, possivelmente devido à natureza sem precedentes da crise de 2007 e seu impacto sobre a capacidade de valor financeira das ações de bancos com base em seus fundamentos financeiros, prolongado assim o fenômeno de *herding*.

Khan *et al* (2011) analisaram a medida de *herding* de HS em quatro países europeus: França, Reino Unido, Alemanha e Itália, utilizando o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Os resultados empíricos mostraram a presença de *herding* em todos os países, excluindo os períodos de turbulência e de crise. Este resultado é coerente com os achados de Hwang e Salmon (2007).

Prosad *et al* (2012) utilizaram as medidas de CH e CCK para medir o *herding* na bolsa da Índia. Os autores não verificaram a presença significativa de *herding* neste mercado e argumentam que a desmutualização da bolsa, os melhores padrões de contabilidade, o aumento de transparência e a melhor qualidade de informação colaboram para que esta medida não seja significativa no mercado indiano. Saumitra e Sidharth (2012) complementam esta análise verificando a presença significativa de *herding* pela medida de CH durante a crise de 2007 no mercado de ações indiano.

Seetharam e Britten (2013) conduziram uma série de estudos com o mercado de ações da África do Sul. Os autores utilizaram uma amostra de empresas no período entre 1995 e 2011, utilizando as medidas de CH e HS. Os resultados mostraram que de uma forma geral a medida de *herding* era fraca ou ausente, argumentando que esta seria esta uma característica semelhante encontrada em outras economias mais desenvolvidas. Com relação ao

comportamento dinâmico desta medida, verificaram que períodos de contração do mercado eram precedidos de um aumento na medida de *herding*, verificando que o *herding* ocorria antes de períodos de crise e se tornava relativamente mais fraco durante a crise.

O quadro 1 a seguir apresenta uma compilação de vários estudos e experimentos com as medidas utilizadas para verificação do *herding* em diversos mercados:

Quadro 1 - Sumário de testes sobre *herding*

Autores	Mercado testado	Metodologia utilizada	Achados
Lakonishok <i>et al</i> (1992)	769 fundos de pensão americanos	LSV	Em geral os gestores não apresentaram medida de <i>herding</i> significativa. No entanto verificaram evidências de que este fenômeno de comportamento era mais frequente em ações de empresas pequenas em comparação com os de ações de grandes empresas.
Brennan (1993)	Estados Unidos		Gestores de portfolios de ações apresentavam uma preocupação elevada com a média e a variância dos retornos dos seus portfolios relativos aos <i>benchmarks</i> de seus portfolios.
Trueman (1994)	Analistas de ações		Verificou uma tendência dos analistas de ações de produzirem expectativas alinhadas com os resultados já divulgados das empresas, mesmo que estas informações não estejam alinhadas com outros fundamentos econômicos destas empresas.
Christie e Huang (1995)	Ações de empresas americanas	CH	Observaram uma elevada dispersão dos retornos, encontrando evidências contrárias a presença de <i>herding</i> . Os autores afirmam que, consistente com a hipótese de mercado eficiente, o <i>herding</i> não seria um fator importante para explicar o retorno dos ativos em períodos de estresse do mercado.
Grinblatt <i>et al</i> (1995)	Fundos de investimentos americanos		Fundos de investimentos apresentam a tendência de comprarem ativos baseado no desempenho passado destes papéis. Além disso, acabam comprando e vendendo ativos ao mesmo tempo com um nível de <i>herding</i> significativo, mas não muito elevado.
Falkenstein (1996)	Fundos de investimentos americanos		Fundos de investimentos têm uma preferência significativa para ações com alta visibilidade e baixos custos de transação, e são avessos a ações com volatilidade idiossincrática baixa.
Teh e DeBondt (1997)	Ações de empresas americanas		Encontraram evidências de uma relação negativa entre volume de negócios passado e retornos de ativos. Os resultados são consistentes com a noção de que o <i>herding</i> pode oferecer uma “proteção em números”, sugerindo que os investidores estão dispostos a pagar um pouco mais por uma pretensa segurança.
Eichengreen <i>et al</i> (1998)	Gestores de “hedge funds”		Artigo exploratório.
Graham (1999)	Recomendações de analistas de ações		O <i>herding</i> é presente entre as recomendações de analistas quando as informações privadas estão positivamente correlacionados entre analistas. Os resultados empíricos indicam que as recomendações de um analista estão alinhadas ou em <i>herding</i> com um consenso geral se a sua reputação é alta ou se a sua habilidade e capacidade é baixa ou se a correlação de resultados é elevada.
Nofsinger e Sias (1999)	Investidores institucionais e individuais americanos		Verificaram uma forte correlação positiva entre as negociações entre investidores institucionais e individuais e os retornos observados no mesmo período. Os autores argumentam que o <i>feedback</i> positivo destes investidores institucionais ou o <i>herding</i> tem um forte impacto nos preços dos ativos.

Wermers (1999)	Fundos de investimentos americanos		Embora no geral, a presença média do <i>herding</i> fosse pouco significativa, este se verificava mais presente nas negociações realizadas com ações de empresas menores, menos líquidas negociadas em fundos de ações de crescimentos.
Chang <i>et al</i> (2000)	Estados Unidos, Hong Kong, Japão, Coreia do Sul e Taiwan	CCK	Verificaram evidências de <i>herding</i> nos mercados emergentes da Coreia do Sul e Taiwan.
Hwang e Salmon (2001)	Estados Unidos, Reino Unido e Coreia do Sul	HS	Observaram evidências significativas da presença de <i>herding</i> tanto durante períodos de normalidade do mercado quanto em períodos de crises. O estudo ainda sugeriu que os níveis de <i>herding</i> nos mercados dos Estados Unidos e Reino Unido apresentavam um nível de inferior do mercado da Coreia do Sul. Outro achado foi observar que assim que um período de crise se iniciava o <i>herding</i> em relação ao mercado se reduzia.
Lobão e Serra (2002)	Fundos de investimentos em ações portuguesas	LSV	Verificaram níveis de <i>herding</i> significativo nos fundos portugueses em um nível de 4 a 5 vezes superior ao de mercados mais maduros. Os autores verificaram também que o nível de <i>herding</i> diminuía em mercados mais voláteis ou quando o mercado se encontrava mais otimista.
Hwang e Salmon (2004)	Estados Unidos e Coreia do Sul	HS	Verificaram evidências de <i>herding</i> tanto no mercado de alta quanto no mercado de baixa. As crises da Ásia e da Rússia também se mostraram como pontos de mudança de comportamento do <i>herding</i> , sugerindo que estes pontos de estresse ajudariam o mercado a reencontrar seus fundamentos e retornar para seus pontos de equilíbrio. Isto poderia ser medido por uma redução da medida de <i>herding</i> durante estes períodos de crise. Além disso, os autores verificaram que o <i>herding</i> seria uma variável independente de fatores macroeconômicos.
Lütje e Menkhoff (2005)	Alemanha	Questionário	De forma geral os gestores percebem a existência do <i>herding</i> , no entanto verificaram que gestores seniores avaliavam este fenômeno como mais forte do que os gestores juniores. Os autores argumentam que isto poderia ser uma resposta aos incentivos e a pressão maior de resultados que os gestores seniores enfrentam.
Hwang e Salmon (2007)	Estados Unidos, Reino Unido e Coreia do Sul	HS	Contrário o que seria o senso comum de que o <i>herding</i> seria mais significativo em períodos de crise, os autores verificaram que o <i>herding</i> seria mais aparente quando os investidores se sentiam confortáveis com a direção aparente do mercado. Assim que uma crise aparece, o <i>herding</i> se tornaria mais fraco com o mercado procurando suporte nos fundamentos econômicos para justificar os preços dos ativos.
Kallinterakis e Kratunova (2007)	Bulgária	HS	Encontram evidências de <i>herding</i> no mercado da Bulgária e argumentam que a baixa liquidez do mercado daquele país e a falta de negociações continua dos ativos poderia gerar uma medida subestimada do <i>herding</i> .

Tan <i>et al</i> (2008)	China	CH e CCK	Verificaram que o <i>herding</i> ocorre tanto em mercados de alta quanto em mercados de baixa. Os autores trabalharam com dados diários e verificaram que com dados semanais ou mensais o fenômeno é mais fraco, sugerindo que seja um fenômeno restrito a curtos intervalos de tempo.
Chiang e Zheng (2008)	Setor industrial nos Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha, Japão, Hong Kong, Indonésia, Tailândia e Coreia do Sul	CH e CCK	Encontraram evidências de <i>herding</i> persistente em quase todos os mercados, exceto nos Estados Unidos e verificaram que a dispersão dos retornos aumentava nos mercados asiáticos em períodos de crise com consequente redução nas medidas de <i>herding</i> .
Hachicha <i>et al</i> (2008)	Tunísia	CH, CCK, HS e variante de HS (volume)	Verificaram a presença de <i>herding</i> no mercado de ações da Tunísia.
Zaharyeva (2008)	Ucrânia	HS	Verificou a presença de <i>herding</i> no mercado de ações da Ucrânia entre 1998 e 2008.
Amirat e Bouri (2009a)	Canadá	Variante da medida de HS baseada na dispersão da relação entre os volumes negociados dos ativos e o volume de mercado	Verificaram que quanto maiores os retornos e os volumes negociados, maiores os valores de sua medida de <i>herding</i> e que quando a volatilidade do mercado era excessivamente baixa o fenômeno de <i>herding</i> se apresentava mais significativo.
Amirat e Bouri (2009b)	Canadá	LSV, CH, CCK, HS e variante de HS (volume)	Os resultados mostram que a formação progressiva da cascata informacional caracterizada por aumentos anormais de volumes ocorre devido à presença do <i>herding</i> , enquanto que a queda rápida é explicada pelo aumento do efeito disposição.
Andronikidi e Kallinterakis (2010)	Israel	HS	Os resultados apontaram que os ajustes de liquidez tornaram a medida de <i>herding</i> mais persistente e suave em sua evolução, indicando que a baixa liquidez nos mercados poderia conduzir a uma medida subestimada do <i>herding</i> .
Hachicha (2010)	Canadá	Variante da medida de HS baseada na dispersão da relação entre os volumes negociados dos ativos e o volume de mercado	Observaram que quanto maiores os retornos e os volumes negociados, maiores os valores de sua medida de <i>herding</i> e que quando a volatilidade do mercado era excessivamente baixa o fenômeno de <i>herding</i> se apresentava mais significativo.
Hachicha <i>et al</i> (2010)	Canadá	LSV, CH, CCK e HS	Os resultados mostram que a formação progressiva da cascata informacional caracterizada por aumentos anormais de volumes ocorre devido à presença do <i>herding</i> , enquanto que a queda rápida é explicada pelo aumento do efeito disposição.
Porzak (2010)	Polônia	HS	Verificou que o <i>herding</i> era significativo e persistente e que os resultados sugeriam que a medida observada da dispersão dos betas era explicada mais pelas condições de mercado que pelo <i>herding</i> .

Zheng (2010)	Austrália, França, Alemanha, Reino Unido, Estados Unidos, Argentina, Brasil, Chile, México, China, Hong Kong, Japão, Coreia do Sul, Taiwan, Indonésia, Malásia, Singapura, Tailândia	CH e CCK	Verificaram evidências da existência de <i>herding</i> em praticamente todos os mercados, exceto Estados Unidos. Ao estender os testes para os mercados globais, este estudo concluiu que as dispersões nos retornos das ações nos Estados Unidos desempenham um papel significativo na explicação de <i>herding</i> fora dos Estados Unidos. Com exceção dos mercados americanos e latino-americanos, o <i>herding</i> foi verificado como presente tanto em mercados de alta quanto baixa e que a formação do <i>herding</i> seria mais evidente em períodos de crise.
Boyson (2010)	Gestores de <i>hedge funds</i>		O autor verificou que a medida que existe um incentivo implícito para gestores mais experientes se manterem alinhados com o consenso de mercado do que gestores menos experientes, i.e., com um aumento do <i>herding</i> a medida que evoluem na sua carreira profissional.
Chen <i>et al</i> (2011)	Malásia	HS	Verificaram a presença de <i>herding</i> persistente tanto em mercados de alta quanto baixa. Também verificaram <i>herding</i> persistente quando o governo da Malásia respondeu com medidas de controle durante deterioração de seus mercados durante a crise da Ásia. No geral, o estudo dos autores suporta a intuição de que o <i>herding</i> está relacionado a mudanças drásticas nas condições de mercado, ainda mais quando a atmosfera de incerteza é prevalente entre os investidores.
Economou <i>et al</i> (2011)	(“PIGS”) Portugal, Itália, Grécia e Espanha	CCK	Um achado importante deste trabalho foi o elevado nível de movimento correlacionado das dispersões transversais de retornos nos PIGS, caracterizando uma coordenação potencial do que os autores chamaram de “forças de <i>herding</i> ” nestes mercados.
Handley e Lucey (2011)	Ações do setor financeiro e bancário europeu	HS	Encontraram clara evidência da medida de <i>herding</i> em todos os mercados, tanto em períodos de alta quanto em períodos de baixa do mercado e com correlação elevada entre os mercados.
Khan <i>et al</i> (2011)	França, Reino Unido, Alemanha e Itália	HS	Os resultados empíricos mostraram a presença de <i>herding</i> em todos os países, excluindo os períodos de turbulência e de crise.
Prosad <i>et al</i> (2012)	Índia	CH e CCK	Não verificaram a presença significativa de <i>herding</i> no mercado indiano argumentando que a desmutualização da bolsa, os melhores padrões de contabilidade, o aumento de transparência e a melhor qualidade de informação colaboram para que esta medida não fosse significativa no mercado indiano.
Saumitra e Sidharth (2012)	Índia	CH	Verificaram a presença significativa de <i>herding</i> durante a crise de 2007 no mercado de ações indiano.
Seetharam e Britten (2013)	África do Sul	CH e HS	Os autores utilizaram uma amostra de empresas no período entre 1995 e 2011. Os resultados mostraram que de uma forma geral a medida de <i>herding</i> era ausente. Verificaram que períodos de contração do mercado eram precedidos de um aumento na medida de <i>herding</i> , verificando que o <i>herding</i> ocorria antes de períodos de crise e se tornava relativamente mais fraco durante a crise.

Assim, verifica-se na literatura que o conceito de *herding* pode ter uma multiplicidade de explicações teóricas para o fenômeno de conduta coletiva. Também com relação aos tipos de *herding* intencionais, para os propósitos deste trabalho, não é possível distingui-los através dos modelos estatísticos utilizados, mas deixando de lado o que pode ter uma explicação racional ou irracional da natureza do *herding*, é importante, do ponto de vista prático, distinguir entre estes dois tipos de movimentos no mercado, enquanto um pode levar a uma ineficiência do mercado enquanto o outro simplesmente reflete uma redistribuição eficiente de ativos com base numa informação fundamental comum. Ambas são motivações comuns não sendo simples obter um método empírico estatístico que distinga estas duas ações.

Um ponto importante comum entre todas estas medidas de *herding* é que o fenômeno parece uma questão de grau entre diferentes mercados, o que torna a comparabilidade entre mercados muito difícil. Hwang e Salmon (2007) argumentam que seria conceitualmente difícil, senão impossível, definir com rigor uma estatística que poderia medir um nível absoluto de *herding*. No entanto, a maioria das medidas de *herding* propostas, tais como LSV, CH e CCK acabam por medir o *herding* em termos absolutos.

Outra questão prática importante é constatação de diversas pesquisas da presença de *herding* em vários mercados, desenvolvidos e emergentes, sendo que vários estudos apontam para níveis de *herding* superiores em mercados emergentes (CHANG *et al*, 2000; HWANG, SALMON, 2001; HWANG, SALMON, 2004; CHIANG, ZHENG, 2008; ZHENG, 2010). Neste sentido este trabalho pretende contribuir no preenchimento desta lacuna na mensuração destes níveis de *herding* no mercado brasileiro de ações.

3 METODOLOGIA DA PESQUISA

3.1 O modelo clássico de mercado (CAPM)

O CAPM (Capital Asset Pricing Model) (SHARPE, 1964) é comumente utilizado pelos investidores para determinar a taxa de retorno teórica exigida de um determinado ativo em relação a uma carteira de mercado perfeitamente diversificada. Este modelo considera a sensibilidade do ativo ao risco não-diversificável (também conhecido como risco sistêmico ou risco de mercado), representado pela variável ou coeficiente beta (β), em relação ao retorno esperado do mercado e o retorno esperado de um ativo livre de riscos.

O coeficiente beta pode ser expresso pela relação entre a covariância entre os retornos do ativo e os retornos da carteira de mercado $\sigma_{i,M}$ e a variância da carteira de mercado σ_M^2 , assim:

$$\beta_{i,M} = \frac{\sigma_{i,M}}{\sigma_M^2} = \frac{cov(r_i, r_M)}{\sigma^2(r_M)} \quad \text{Equação (26)}$$

O modelo padrão de mercado (CAPM) pode ser escrito da seguinte forma:

$$E(r_i - r_f) = \beta_{i,M} * E(r_M - r_f) \quad \text{Equação (27)}$$

Onde:

$E(r_i - r_f)$ = retorno excedente da taxa livre de risco esperado do ativo i ;

$E(r_M - r_f)$ = retorno excedente da taxa livre de risco esperado do mercado;

$\beta_{i,M}$ = coeficiente beta ou risco sistêmico do ativo i ;

r_f = taxa livre de risco.

3.2 O modelo de mercado de três fatores de Fama e French (FF)

Fama e French (1996) argumentam que a carteira de mercado não engloba todos os riscos sistêmicos, e que, portanto, o CAPM não poderia ser considerado um modelo completo de equilíbrio de mercado. Por isso sugerem que além da carteira de mercado sejam incluídos outros fatores de risco capturados pelo efeito tamanho (SMB) e razão entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido (HML). Assim sugerem a seguinte especificação para o modelo de mercado (FAMA, FRENCH, 1993):

$$E(r_i - r_f) = \beta_{i,M} * E(r_M - r_f) + \beta_{i,S} * SMB + \beta_{i,H} * HML \quad \text{Equação (28)}$$

Onde:

$E(r_i - r_f)$ = retorno excedente da taxa livre de risco esperado do ativo i ;

$E(r_M - r_f)$ = retorno excedente da taxa livre de risco esperado do mercado;

r_f = taxa livre de risco;

$\beta_{i,M}$ = coeficiente beta ou risco sistêmico do ativo i ;

$\beta_{i,S}$ = coeficiente beta do fator SMB;

$\beta_{i,H}$ = coeficiente beta do fator HML;

SMB = fator efeito tamanho;

HML = fator razão entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido.

3.3 Estimação dos coeficientes

Tanto no modelo clássico de mercado CAPM (SHARPE, 1964) como no modelo de três fatores FF (FAMA, FRENCH, 1992) uma dezena de questões práticas surgem na estimação dos parâmetros da regressão linear pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO ou OLS, no acrônimo em inglês): Como calcular os retornos dos ativos? Qual a frequência ou intervalo ideal para estimação dos retornos? Qual o tamanho ideal das séries de retornos a serem utilizadas? Qual o índice de mercado a ser considerado? Como tratar os retornos nos períodos onde os ativos não são negociados ou apresentam volumes negociados muito baixos? Como os coeficientes estimados nas regressões variam ao longo do tempo?

Apresentar-se-á a seguir algumas considerações práticas utilizadas neste trabalho para responder a estas questões.

3.4 Amostra e período de análise

Neste trabalho a amostra de empresas analisadas foi selecionada considerando-se inicialmente todas as ações de empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA entre janeiro de 1994 e maio de 2012. Foram consideradas tanto ações de empresas ativas quanto ações de empresas canceladas com objetivo de evitar um viés de sobrevivência das empresas nos resultados.

Foram utilizados apenas dados secundários, extraídos do banco de dados da Economática para os preços das ações, Cetip para taxas de juros livre de risco e FGV para os índices de inflação.

A amostra inicialmente selecionada foi composta de 1159 ações, muitas delas com reduzida liquidez. Em geral os efeitos da falta de liquidez nos ativos tem uma natureza explanatória multifacetada e difícil de sumarizar em uma única variável (HWANG, SALMON, 2007, p. 24).

HS utilizaram no seu estudo a construção de alguns filtros nas amostras de ações selecionadas com objetivo de controlar esta questão da liquidez dos ativos. Apesar de utilizarem critérios arbitrários, verificarem que diferentes valores nos filtros não alteram de forma significativa os resultados encontrados (HWANG, SALMON, 2007, p. 26). Desta forma, adotaram-se dois destes filtros neste trabalho na seleção da amostra de ações e que serão detalhados a seguir:

No primeiro filtro, foram removidas as ações com média diária da participação do valor de mercado da ação no valor de mercado total inferior a 0,01% no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012. Foram removidas 514 ações dentre as 1159 ações inicialmente selecionadas, equivalente a 0,58% do valor de mercado médio neste mesmo período. A título de comparação a fração da amostra removida no estudo de HS com as ações de empresas americanas foi de 14% em termos de valor de mercado.

No segundo filtro, foram removidas as ações que apresentaram um *turnover* anual (média diária do volume negociado dividido pelo valor de mercado vezes 252) inferior a 6% ao ano

no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012. Assim foram removidas 327 ações em 1159, equivalente a 14,78% do valor de mercado médio neste mesmo período. A ideia aqui foi reproduzir o mesmo valor do filtro utilizado por HS em seu estudo, onde no caso acabaram por remover as sua amostra 45% em valor de mercado.

A aplicação simultânea destes dois filtros reduziu a amostra inicial de ações de 1159 para 520 ações (foram removidos 15,28% do valor de mercado médio no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012). No trabalho de HS a amostra foi reduzida de 1185 para 570 ações.

O terceiro filtro utilizado por Hwang e Salmon (2007) foi a exclusão de ações que apresentassem uma volatilidade inferior a metade da volatilidade do mercado. Este filtro não foi aplicado neste estudo. No estudo de HS este filtro removeu 19% da amostra em valor de mercado.

O período inicial entre janeiro de 1994 e dezembro de 1994 foi utilizado com o propósito de estabelecer as primeiras carteiras classificadas por valor de mercado (S: *Small* e B: *Big*) e índice *book-to-market* B/M (L: *Low*, M: *Medium* e H: *High*) como proposto por Fama e French (1993).

A partir de janeiro de 1995 até maio de 2012 coletaram-se os dados diários de preços de fechamentos das ações ajustados por proventos, inclusive dividendos. Isto foi efetuado desta forma, visto que o período entre julho de 1994 (Plano Real) e dezembro deste mesmo ano foi marcado por elevada instabilidade macroeconômica.

3.5 Retorno das Ações

Do ponto de vista prático é geralmente aceito que os retornos sejam calculados em uma escala discreta de tempo, desta forma, utilizamos neste trabalho a série de dados dos preços diários de fechamentos das ações ajustados por todos os proventos e dividendos.

Os retornos das ações foram calculados pelos retornos logarítmicos destes preços diários de fechamento ajustados.

O retorno linear de uma ação é calculado através da seguinte expressão:

$$r_{i,t} = \frac{p_{i,t} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} + \frac{div_{i,t}}{p_{i,t-1}} \quad \text{Equação (29)}$$

Onde:

$r_{i,t}$ = retorno da ação i para o período t ;

$div_{i,t}$ = dividendos da ação i distribuídos durante o período t ;

$p_{i,t-1}$ = valor da ação i no fim do período $t-1$;

$p_{i,t}$ = valor da ação i no fim do período t .

Utilizando uma série de preços diários de fechamentos das ações ajustados por todos os proventos, inclusive dividendos e subscrições pode-se calcular o retorno linear de um ativo por:

$$r_{Linear\ i,t} = \frac{p_{i,t} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} \quad \text{Equação (30)}$$

E os retornos logarítmicos que foram utilizados neste trabalho, da seguinte forma:

$$r_{Log\ i,t} = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right) \quad \text{Equação (31)}$$

Os retornos logarítmicos podem ser transformados em retornos lineares pela seguinte expressão:

$$r_{Linear} = e^{r_{Log}} - 1 \quad \text{Equação (32)}$$

E da mesma forma, os retornos lineares podem ser transformados em retornos logarítmicos pela seguinte expressão:

$$r_{Log} = \ln(r_{Linear} + 1) \quad \text{Equação (33)}$$

3.6 Índice de mercado

No mercado brasileiro citamos dois índices comumente utilizados como *proxies* para o retorno de mercado:

O IBrX que mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na BM&FBOVESPA, em termos de número de negócios e volume financeiro. Suas ações são ponderadas na carteira do índice pelo respectivo número de ações disponíveis à negociação no mercado. A série histórica diária de preços de fechamento tem início em janeiro de 2006.

O Ibovespa, cuja série é calculada desde 1968, é composto pelas ações que atendem cumulativamente aos seguintes critérios:

- (i) estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
- (ii) apresentar participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total; e
- (iii) ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.

A participação de cada ação no índice é obtida pelo índice de negociabilidade da ação, calculado pela seguinte fórmula:

$$IN = \sqrt{\frac{n_i}{N} * \frac{v_i}{V}} \quad \text{Equação (34)}$$

Onde:

IN = índice de negociabilidade;

n_i = número de negócios com a ação i no mercado à vista;

N = número total de negócios no mercado à vista da BM&FBOVESPA;

v_i = volume financeiro gerado pelos negócios com a ação i no mercado à vista;

V = volume financeiro total do mercado à vista da BM&FBOVESPA.

Em teoria, índices de mercado calculados ponderados pelo valor de mercado dos ativos (*market capitalization*) devem representar melhor o comportamento do mercado global do que índices calculados com pesos iguais. A capitalização do mercado está altamente correlacionada com a liquidez dos ativos. Assim, índices ponderados por valor de mercado atribuem pesos maiores para empresas maiores e têm menores custos de transações, pois são automaticamente rebalanceados (ARNOTT, HSU, MOORE, 2005, p. 84).

Neste trabalho definiu-se como *proxy* do retorno de mercado o retorno médio diário de uma carteira de mercado construída com todas as 520 ações da amostra filtrada deste estudo. Este retorno foi calculado pelo retorno de cada ação ponderado pelo seu respectivo valor de mercado (*market capitalization*).

O retorno diário da carteira de mercado é calculado ponderando-se o retorno individual de cada ativo pelo valor de mercado de cada uma das ações em relação ao valor de mercado total das ações:

$$r_{M,t} = \sum_{i=1}^n \frac{VM_{i,t-1}}{VM_{t-1}} * r_{i,t} \quad \text{Equação (35)}$$

Onde:

$r_{M,t}$ = retorno linear da carteira de mercado em t ;

$r_{i,t}$ = retorno linear da ação i em t ;

$VM_{i,t-1}$ = valor de mercado da ação i em $t-1$;

VM_{t-1} = valor de mercado total em $t-1$.

Como se verá mais adiante, este índice de mercado calculado descontado da taxa livre de risco, comparado ao Ibovespa também descontado da taxa livre de risco, apresentou uma correlação (R^2) de 94,33% com o Ibovespa, com assimetria (*skewness*) mais próxima de zero

e curtose menor, apresentado um coeficiente de normalidade de Jarque-Bera inferior ao calculado para o Ibovespa.

3.7 Taxa livre de risco

Segundo estudo conduzido por Silveira, Barros e Famá (2003), no mercado brasileiro os retornos da Caderneta de Poupança, assim como os do Certificado de Depósito Interbancário (CDI), mostraram-se condizentes com a conceituação teórica de uma taxa de juros livre de risco, com correlação insignificante com o mercado e desvio padrão de retornos também insignificantes. Desta forma, neste trabalho adotou-se o retorno diário da Taxa DI-Cetip *over* calculada e divulgada pela Cetip como taxa de retorno livre de risco.

3.8 Inflação

Devido à elevada instabilidade macroeconômica e altas taxas de inflação no mercado brasileiro, deflacionaram-se todas as séries de preços deflacionados pelo IGP-DI calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

3.9 Valor de mercado da empresa

O valor de mercado de cada empresa neste trabalho é calculado pela expressão a seguir:

$$VM_{i,t} = \sum_{j=1}^m p_{j,i,t} * q_{j,i,t} \quad \text{Equação (36)}$$

Onde:

$VM_{i,t}$ = valor de mercado da empresa i no instante t ;

$p_{j,i,t}$ = preço da ação da classe tipo j , da empresa i no instante t ;

$q_{j,i,t}$ = quantidade de ações disponíveis no mercado da classe j , da empresa i no instante t .

3.10 Índice B/M da empresa

O índice B/M (*book-to-market*), ou a relação valor contábil do patrimônio líquido pelo valor de mercado da empresa, é calculado anualmente para a ordenação das ações e formação das carteiras, seguindo a metodologia utilizada por Fama e French (1993).

Este índice é calculado em junho de cada ano com carteiras válidas até junho do ano seguinte, de acordo com a expressão a seguir:

$$B/M_{i,jun(t)} = \frac{VC_{i,dez(t-1)}}{VM_{i,jun(t)}} \quad \text{Equação (37)}$$

Onde:

$B/M_{i,jun(t)}$ = índice B/M da empresa i utilizado para formação das carteiras em junho do ano t ;

$VC_{i,dez(t-1)}$ = valor contábil do patrimônio líquido da empresa i no final de dezembro do ano $t-1$;

$VM_{i,jun(t)}$ = valor de mercado da empresa i no final de junho do ano t .

3.11 Carteiras SMB e HML (FF)

As carteiras classificadas por valor de mercado (S: *Small* e B: *Big*) e índice *book-to-market* B/M (L: *Low*, M: *Medium* e H: *High*) como proposto por FF foram construídas da seguinte forma:

No final de junho de cada ano, começando em junho de 1994 e terminando em junho de 2011, as 520 ações da amostra, excluindo as empresas financeiras, são ordenadas de acordo com o seu valor de mercado e divididas na sua mediana em dois grupos diferenciados pela magnitude do valor de mercado que as compõem:

S (*Small*): ações com baixo valor de mercado;

B (*Big*): ações com alto valor de mercado.

Para classificação das carteiras foram excluídas da amostra as empresas financeiras, uma vez que seu alto grau de endividamento, normal para este setor, não tem o mesmo significado que o alto grau de endividamento de empresas não financeiras (FAMA, FRENCH, 1992, p. 429).

Para o cálculo do valor de mercado da empresa, considerou-se o valor calculado pelo produto do preço de cada uma das classes de ações da empresa multiplicado pela quantidade disponível no mercado (*outstanding*) de ações. Na falta de preços de mercado para alguma destas classes considerou-se uma tolerância de até 21 dias úteis anteriores para busca destes preços.

Também no final de junho de cada ano, começando em junho de 1994 e terminando em junho de 2011 as ações da amostra, são ordenadas de acordo com o seu índice B/M (*book-to-market*). Este índice foi calculado com os valores de patrimônio líquido referentes a dezembro do ano anterior dividido pelo valor de mercado como definido acima.

Os valores de mercado referentes a junho já refletem as informações contábeis dos demonstrativos financeiros, que em sua maioria são publicados entre janeiro e abril (FAMA, FRENCH, 1992, p. 429). Assim ao se estabelecer as primeiras carteiras utilizou-se o patrimônio líquido de dezembro de 1993.

Além das empresas financeiras, empresas com passivo à descoberto ou sem valores em dezembro do ano anterior não foram incluídas nesta amostra. Após a ordenação pelo índice B/M, a amostra é dividida em três percentis (*Low*: 0 a 30%, *Medium*: de 30 a 70% e *High*: de 70 a 100%), originando três grupos diferenciados pela magnitude do índice B/M das empresas que as compõem:

- (i) L (*Low*): ações com baixo índice B/M;
- (ii) M (*Medium*): ações com índice B/M intermediário;
- (iii) H (*High*): ações com alto índice B/M.

Assim no final de junho de cada ano são construídas seis carteiras (S|L, S|M, S|H, B|L, B|M e B|H) decorrentes da intersecção destes dois grupos anteriores, válidas até o final de junho do ano seguinte.

Diariamente calculou-se o retorno diário de cada uma das seis carteiras ponderado pelo valor de mercado da classe da ação.

O retorno diário de cada uma das carteiras formadas é calculado ponderando-se pelo valor de mercado de cada uma das ações em relação ao valor de mercado da carteira:

$$r_{C,t} = \sum_{i=1}^n \frac{VM_{i,t-1}}{VM_{C,t-1}} * r_{i,t} \quad \text{Equação (38)}$$

Onde:

$r_{C,t}$ = retorno linear da carteira C em t ;

$r_{i,t}$ = retorno linear da ação i , pertencente à carteira C , em t ;

$VM_{i,t-1}$ = valor de mercado da ação i em $t-1$;

$VM_{C,t-1}$ = valor de mercado da carteira C em $t-1$.

Para o cálculo dos retornos foi permitido ao sistema de preços da Economatica buscar o preço anterior do ativo em $t-1$ com uma tolerância de até 21 dias úteis anteriores. Na ausência de preços além desta tolerância o retorno foi considerado como não disponível (ND).

3.12 Fator Tamanho (SMB)

O fator de risco tamanho, que segundo FF, influencia significativamente o retorno das ações, é calculado diariamente através da diferença entre a média aritmética simples dos retornos logarítmicos das três carteiras B (*Big*) e a média aritmética simples dos retornos logarítmicos das três carteiras S (*Small*):

$$SMB_t = \bar{r}_{S,t} - \bar{r}_{B,t} \quad \text{Equação (39)}$$

Onde:

SMB_t = retorno do fator tamanho ou valor de mercado em t ;

$\bar{r}_{S,t} = \frac{1}{3}(r_{S|H,t} + r_{S|M,t} + r_{S|L,t})$ = retorno médio das três carteiras S em t ;

$\bar{r}_{B,t} = \frac{1}{3}(r_{B|H,t} + r_{B|M,t} + r_{B|L,t})$ = retorno médio das três carteiras B em t .

3.13 Fator B/M (HML)

O fator de risco B/M é encontrado utilizando-se a mesma metodologia proposta por FF. Este fator é resultado da diferença entre a média aritmética simples dos retornos logarítmicos das duas carteiras H (*High*) e a média aritmética simples dos retornos logarítmicos das duas carteiras L (*Low*):

$$HML_t = \bar{r}_{H,t} - \bar{r}_{L,t} \quad \text{Equação (40)}$$

Onde:

HML_t = retorno do fator índice *book-to-market* (B/M) em t ;

$\bar{r}_{H,t} = \frac{1}{2}(r_{S|H,t} + r_{B|H,t})$ = retorno médio das duas carteiras com alto índice B/M em t ;

$\bar{r}_{L,t} = \frac{1}{2}(r_{S|L,t} + r_{B|L,t})$ = retorno médio das duas carteiras com baixo índice B/M em t .

3.14 Sincronização dos retornos

Um dos problemas enfrentados nas estimações dos parâmetros nos modelos do CAPM ou FF é a estimação dos betas em ambientes de liquidez reduzida onde os ativos não são continuamente negociados.

Fischer² (1966 *apud* UMSTEAD, BERGSTROM, 1979) observou que se um ativo não é negociado em um dia, o seu retorno no próximo dia (assumindo que um negócio ocorra) é parcialmente explicado pelo retorno do índice de mercado do dia anterior. Este efeito tem impacto claro na estimação dos parâmetros da regressão, induzindo um viés de baixa nas estimações dos betas quando as negociações dos ativos não são frequentes (SCHOLES, WILLIAMS, 1977, p. 316).

Vários pesquisadores desenvolveram técnicas para obtenção de estimativas mais consistentes dos betas em ambientes de baixa liquidez com dados não sincronizados: Scholes e Williams (1977), Dimson (1979) e Cohen *et al* (1983).

Outra forma de tratar este problema é trabalhar os preços de fechamento sincronizados ou preços *trade-to-trade* como discutido por Marsh (1979), Dimson (1979) e Bowie e Bradfield (1993) e Bradfield (2003, p. 51). Neste caso a frequência das séries de retorno obtidas não ocorre em intervalos de tempo regulares.

Cohen *et al* (1983, p. 264) alternativamente sugerem a sincronização dos dados em mercados de baixa liquidez. Este processo implica na sincronização dos retornos dos ativos e do mercado (assumindo a hipótese de que o índice de mercado seja continuamente negociado) de forma que seja calculado um retorno para o mercado devidamente sincronizado com o retorno do período disponível para o ativo.

Serra e Martelanc (2013) testaram estas várias técnicas em um quasi-experimento verificando que a sincronização de preços *trade-to-trade* apresentou melhores resultados para estimação dos betas em mercados com liquidez reduzida.

A sincronização dos preços de fechamento pode ser melhor compreendida no exemplo da figura a seguir onde estão destacadas datas onde foram registrados negócios para os ativos A e B:

² FISHER, L. Some New Stock-Market Indexes. **The Journal of Business**, v. 39, n. 1, p. 191-225, 1966.

Figura 2 - Sincronização de preços de fechamento

Está suposto que o mercado é continuamente negociado (na amostra que trabalhamos foram considerados todos os dias em que foram registrados negócios no Ibovespa). Neste arranjo acima de preços para os ativos A e B, com a sincronização de preços se obteriam as seguintes tabelas de retornos para estes ativos:

Tabela 1 - Retornos sincronizados para os ativos A e B

Ativo A			Ativo B		
Data	R_A	R_M	Data	R_B	R_M
t_2	$\ln(p_{A,2}/p_{A,1})$	$\ln(p_{M,2}/p_{M,1})$	t_4	$\ln(p_{B,4}/p_{B,0})$	$\ln(p_{M,4}/p_{M,0})$
t_5	$\ln(p_{A,5}/p_{A,2})$	$\ln(p_{M,5}/p_{M,2})$	t_9	$\ln(p_{B,9}/p_{B,4})$	$\ln(p_{M,9}/p_{M,4})$
t_7	$\ln(p_{A,7}/p_{A,5})$	$\ln(p_{M,7}/p_{M,5})$			
t_8	$\ln(p_{A,8}/p_{A,7})$	$\ln(p_{M,8}/p_{M,7})$			

Bowie e Bradfield (1993) e Bradfield (2003, p. 51) comparam estas duas abordagens com retornos não sincronizados e sincronizados com dados da Bolsa de Valores de Johannesburg (JSE), obtendo neste mercado erros padrões inferiores na estimação dos parâmetros da regressão com a abordagem de dados sincronizados (*trade-to-trade*).

Neste trabalho utilizou-se a abordagem de dados sincronizados no cálculo do retorno dos ativos. Neste caso, cada uma das séries de preços de fechamentos dos ativos foi sincronizada (*trade-to-trade*) para calcular uma série de retornos logarítmicos para o ativo (RI) e uma série de retornos logarítmico para o índice de mercado (RM).

No modelo de FF de três fatores neste trabalho, o mesmo cuidado de sincronização foi aplicado às séries HML, SMB e retorno livre de risco (RF).

Deve-se ter em mente, no entanto, que mesmo esta abordagem adotada para tratar o evento da baixa liquidez dos ativos não é perfeita, visto que se está assumindo *trade-to-trade* de preços de fechamento e na prática podemos estar comparando preços de fechamento com instantes de negociação diferentes ao longo do dia.

Assim para cada ativo i foi montada uma matriz composta pelas séries: data (DT), visto que os retornos não se encontram em intervalos regulares de tempo, necessária mais adiante para o emparelhamento dos resultados, RI (retorno do ativo), RM (retorno do mercado), SMB, HML e RF (taxa livre de risco).

3.15 Filtragem por tamanho das séries e winsorização

As matrizes descritas acima são tratadas individualmente e apresentam como característica intervalos de tempo irregulares, mas, por outro lado, apresentam a vantagem de não conterem “*missing values*” que poderiam atrapalhar os processos numéricos que descreveremos a seguir. No entanto ainda podem apresentar uma amostra de dados insuficiente para um tratamento estatístico adequado. Assim, arbitrariamente, filtramos a seleção de 520 ativos para conter somente aqueles que possuísem uma série de dados de retornos com no mínimo 126 observações. A aplicação deste filtro reduziu a amostra inicial de ações de 1159 para 478 ações (no total foram removidos 17,36% do valor de mercado médio no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012).

Outro tratamento efetuado nas séries de retornos calculadas foi a winsorização³ dos retornos no nível de 1% com objetivo de remover eventos de *outliers* e permitir tornar os estimadores das regressões mais robustos (WILCOX, 2005).

³ A winsorização, procedimento originalmente proposto pelo bioestatístico C. P. Winsor, consiste em aparar os valores extremos (acima ou abaixo dos percentis mínimos e máximos definidos), substituindo-se estes valores pelos valores de limites de cortes definidos. Não se trata portanto de um filtro para remoção de dados da amostra, mas sim de um procedimento de preenchimento de dados.

3.16 Estabilidade dos betas

Cohen *et al* (1983) observam que o risco sistemático é variante no tempo e dependente do período ou intervalo de observação. Isto coincide com os resultados de Faff, Hillier e Hillier (2000) cujos resultados sugerem que os betas de mercado são instáveis e variam no tempo.

Damodaran (2006, p. 199) argumenta que o beta da empresa pode ser explicado por três fatores:

- (i) pelo tipo de negócio;
- (ii) pela alavancagem operacional; e
- (iii) pela alavancagem financeira.

Assim, como estes fatores não se mantêm constantes ao longo do tempo na vida da empresa, é esperado que o beta da empresa também se altere com mudanças destes fatores ao longo do tempo.

No Brasil, Lima, Laurini e Minardi (2009) testaram pontos de quebra estrutural e mudanças de regime para o beta de ações negociadas na BM&FBOVESPA entre janeiro de 1995 e dezembro de 2006. Os autores observaram que o coeficiente beta é altamente instável ao longo do tempo, independentemente da *proxy* escolhida para estimação desse parâmetro (no seu estudo utilizaram o MSCI Brasil e o Ibovespa como *proxies* para o índice de mercado).

3.17 Betas dinâmicos

No trabalho de Hwang e Salmon, 2007, os autores procuraram medir a variância transversal dos betas ao longo do tempo, assumindo implicitamente uma dinâmica temporal para os betas. Assim, trabalhando com retornos mensais e janela móvel de mensuração dos betas de 24 meses, estimaram os betas do mercado no modelo de três fatores de FF pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) para um período de tempo arbitrário escolhido pelos autores de 24 meses. Os autores testaram também outros períodos de 36, 48 e 60 meses, não encontrando diferenças significativas entre estas janelas.

Neste ponto, o presente trabalho se diferencia do estudo de Hwang e Salmon, 2007, pois ao invés de arbitrar um intervalo para estimação dos betas, será utilizado o modelo de três fatores de FF com uma abordagem de espaço-estado onde será aplicado um procedimento recursivo numérico de Filtro de Kalman (HAMILTON, 1994; HARVEY, 1993) que permitirá estimar os betas diretamente variando no tempo. Outro ponto será a utilização de dados diários, ao invés de dados mensais, como argumentado por Tan *et al* (2008) que supõe esta forma melhor para capturar alterações na medida de *herding*.

De forma geral, isto é feito em um modelo de estado-espço. Nesta forma, separam-se as variáveis observáveis ou mensuráveis, neste caso o retorno das ações individuais (RI), o retorno do mercado (RM), a taxa livre de risco (RF), o retorno da carteira SMB e o retorno da carteira HML e as variáveis desconhecidas, coeficientes da regressão, através de equações de transição ou de estado. A equação de observação mostra como as variáveis observáveis são descritas por componentes não observáveis.

Das e Ghoshal (2010) afirmam que técnicas tradicionais de estimação dos parâmetros do CAPM para betas dinâmicos produzem resultados pobres e que o Filtro de Kalman (FK) poderia obter betas melhores em ambientes dinâmicos que seguem um processo autoregressivo com variâncias conhecidas das variáveis observáveis e de estado.

A forma mais completa do modelo de mercado de três fatores (FF) pode ser reescrita para um ativo i em um período de tempo t da seguinte forma para as variáveis observáveis:

$$(r_{i,t} - r_{f,t}) = \alpha_i + \beta_{i,M,t} * (r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,S} * SMB_t + \beta_{i,H} * HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Equação (41)}$$

Onde:

$r_{i,t}$ = retorno do ativo i no período t ;

$r_{f,t}$ = retorno da taxa livre de risco no período t ;

$r_{M,t}$ = retorno do mercado no período t ;

$\alpha_i = (\bar{r}_i - \bar{r}_f) - \beta_i * (\bar{r}_M - \bar{r}_f) - \beta_{i,S} * \overline{SMB} - \beta_{i,H} * \overline{HML}$;

$\beta_{i,M,t}$ = coeficiente beta ou risco sistêmico do ativo i no período t ;

$\beta_{i,S}$ = coeficiente beta do fator SMB;

$\beta_{i,H}$ = coeficiente beta do fator HML;

SMB_t = fator efeito tamanho no período t ;

HML_t = fator razão entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido no período t ;

$\varepsilon_{i,t}$ = vetor de ruídos, não correlacionado, com média zero e com covariância homocedástica.

Faff, Hillier e Hillier (2000, p. 529) propõem três diferentes modelos para as equações de estado:

- (i) Modelo KRW ou de caminhada aleatória (*random walk*);
- (ii) modelo KAR ou processo auto regressivo de primeira ordem AR(1) com média constante; e
- (iii) modelo KRC ou de coeficiente aleatório em torno de uma média constante.

O modelo de caminhada aleatória assume que os choques em um período não tem efeito sobre os betas futuros. No processo auto regressivo assume-se que os choques seguem um processo de reversão à média.

Assim estas três equações de estado podem assim serem escritas:

$$\beta_{i,t}^{KRW} = \beta_{i,t-1} + v_{i,t} \quad \text{[KRW]} \quad \text{Equação (42)}$$

$$\beta_{i,t}^{KAR} = \phi * (\beta_{i,t-1} - \bar{\beta}) + \bar{\beta} + v_{i,t} \quad \text{[KAR]} \quad \text{Equação (43)}$$

$$\beta_{i,t}^{KRC} = \bar{\beta} + v_{i,t} \quad \text{[KRC]} \quad \text{Equação (44)}$$

Onde: $v_t \sim \text{NID}(0, \sigma_v^2)$

Faff, Hillier e Hillier (2000, p. 538) observaram em seus resultados que o modelo de caminhada aleatória dominou os demais métodos em termos de convergência para uma solução (lembrando que o método utiliza um algoritmo recursivo) e em termos de velocidade de convergência. Ainda observaram os autores que o Filtro de Kalman (FK) foi

consistentemente mais eficiente que outros métodos (modelos GARCH) testados no mesmo estudo.

Gastaldi e Nardecchia (2003) verificaram a aplicação desta mesma abordagem de caminhada aleatória (KRW) no Filtro de Kalman utilizando o modelo clássico do CAPM em vinte empresas italianas entre maio de 1991 e junho de 2001.

Neste trabalho utilizamos a metodologia do modelo estado de espaços para séries temporais lineares e Gaussianas proposto por Koopman, Shephard e Doornik (1999) com a equação de estado seguindo o modelo de caminhada aleatória (*random walk*) (KRW) da equação 42 proposto por Faff, Hillier e Hillier (2000) para o beta de mercado:

$$(r_{i,t} - r_{f,t}) = \alpha_i + \beta_{i,M,t} * (r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_{i,S} * SMB_t + \beta_{i,H} * HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Equação (45)}$$

$$\beta_{iM,t} = \beta_{iM,t-1} + \xi_{i,t} \quad \text{Equação (46)}$$

Onde: $\varepsilon_{i,t} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e $\xi_{i,t} \sim \text{NID}(0, \sigma_\xi^2)$

O Filtro de Kalman (FK) foi implementado em um algoritmo como proposto por Bossche (2011) no software EViews Enterprise Edition versão 7.1.

Koopman, Shephard e Doornik (1999) destacam a importância de estimação dos parâmetros iniciais do algoritmo do Filtro de Kalman (FK), desta forma inicializou-se a estimação do processo iterativo em $t=0$ foram com as variáveis α_i , β_{iS} e β_{iH} zeradas e com as variâncias σ_ε^2 estimada em $t=0$ pela variância total do ativo i e σ_ξ^2 arbitrado em $t=0$ com o valor de 1% da variância total do ativo i .

Todo este processo foi programado no EViews para que este modelo pudesse ser aplicado de forma automática para as 478 ações filtradas da amostra.

Utilizou-se no Filtro de Kalman (FK) o método de Marquardt de otimização da função de log-verossimilhança Gaussiana (Aiube, 2010). Mesmo calculando os parâmetros iniciais da

estimação o processo de otimização falhou em obter resultados em 55 dos 478 ativos selecionados (*fail to converge*).

3.18 Emparelhamento dos betas

Como resultado do processo anterior foram obtidas as séries de betas filtrados, betas suavizados e erros de estimação para cada um dos ativos e cada uma conta com a sua própria escala de tempo. Assim o passo seguinte foi emparelhar estas séries em uma única escala de tempo para que se pudesse calcular então a variância transversal destes betas.

Este processo foi auxiliado por uma rotina em VBA no Microsoft Excel montada especificamente para este objetivo.

3.19 Períodos de crises

Outro ponto de destaque neste trabalho foi identificar os principais períodos de crises que afetaram a economia brasileira entre 1994 e 2012.

Estes períodos deverão ser utilizados nas variáveis das *dummies* de controle para avaliar-se o comportamento da variável de *herding* durante estes períodos. O resumo destes períodos é apresentado na tabela seguinte:

Tabela 2 - Períodos das principais crises no mercado acionário brasileiro

Crise	Período⁴
México	20/12/1994 a 09/03/1995
Ásia	10/07/1997 a 12/11/1997
Rússia	30/07/1998 a 10/09/1998
Desvalorização do Real (Brasil)	27/11/1998 a 14/01/1999
Estouro da bolha do Nasdaq	27/03/2000 a 23/05/2000
Argentina & 11/09	06/08/2001 a 04/10/2001
Eleições Lula (Brasil)	29/05/2002 a 16/10/2002
Crise do <i>subprime</i>	27/05/2008 a 27/10/2008
Crise do Euro ⁵ (várias fases até a presente data):	
Fase Grécia	08/04/2010 a 20/08/2010
Contágio outros países	04/11/2010 a 08/08/2011
Fase 2 da crise europeia	14/03/2012 a 05/06/2012

⁴ Considerou-se como limite inicial do período da crise a data do máximo nível atingido pelo Ibovespa contemporâneo ao conjunto de eventos que descrevem o início da crise. O término do período é marcado pela inflexão e mudança de tendência do Ibovespa.

⁵ A Crise do Euro tem uma natureza diferente das demais crises anteriores que foram agudas e pontuais. A Crise do Euro é uma crise crônica de maior duração caracterizada por ciclos de piora nos mercados e que se estendem até a presente data deste documento.

Tabela 3 - Descrição das principais crises no mercado brasileiro

Crise	Período
México	Jan/1995 e Fev/1995
<p>Em 1994, o crescimento moderado dos EUA alimentou os temores de inflação e levou o FED a quase dobrar suas taxas de juros, de 3% para 5,5%. Em consequência, os títulos dos EUA ficaram muito mais atraentes para os investidores do que o de qualquer outro país em desenvolvimento, inclusive o México. As reservas internacionais do México, que somavam US\$ 29 bilhões, reduziram-se para quase zero num movimento de enorme fuga de capitais. Em 20 de dezembro de 1994, apenas três semanas após o início do governo Ernesto Zedillo, o Ministério da Fazenda ampliou a banda cambial no México em 15%. Os investidores entraram em pânico e iniciaram uma corrida contra o peso, no dia seguinte, a paridade do peso foi abandonada e a moeda flutuou livremente em relação ao dólar norte-americano. O peso sofreu desvalorização de mais de 50%, levando o México a uma depressão profunda, o que gerou uma crise econômica que se alastrou para vários outros países emergentes. O FMI respondeu em socorro ao governo mexicano e o contágio da crise mexicana manteve-se restrito aos países da América Latina, com os reflexos desta crise estendendo-se até o início de 1995.</p>	
Ásia	Jul/1997 a Nov/1997
<p>Em 14 de maio e 15 de maio de 1997, a moeda da Tailândia, o baht, foi atingida por forte ataque especulativo. Em 2 de julho, o governo da Tailândia deixou a sua moeda flutuar e rapidamente os efeitos negativos desta medida se espalharam por outros emergentes asiáticos. Em 3 de julho, o banco central das Filipinas foi também obrigado a intervir fortemente para defender a sua moeda, aumentando a taxa overnight de 15% para 24%. Com a demora na atuação das autoridades, a crise se arrastou por algum tempo, chegando a se especular que Hong Kong também seria a próxima economia a desvalorizar sua moeda. Em 15 de agosto de 1997, Hong Kong aumentou as taxas de juros de 8% para 23%. A Malásia flutuou sua moeda em 17 de agosto de 1997. A crise se espalhou por vários países do sudeste asiático e Japão desvalorizando os mercados acionários. O que parecia ser uma crise regional com o tempo transformou-se na primeira grande crise dos mercados globalizados. Este cenário derrubou a bolsa de Hong Kong em 30%, levando junto outros mercados de todo o mundo. Em 27 de outubro de 1997, o índice Dow Jones despencou mais de 7% em meio a preocupações contínuas sobre as economias asiáticas. No Brasil, pela primeira vez em 28 de outubro, foi acionado o “circuit breaker” na Bovespa.</p>	
Rússia	Ago/1998 e Set/1998
<p>A crise financeira asiática de 1997 piorou a situação da Rússia, basicamente devido à uma redução da oferta de crédito internacional e à queda nos preços das commodities exportadas pela Rússia. Em 1998, sem conseguir novos empréstimos para pagar dívidas com vencimento de curto prazo, a Rússia decretou uma moratória da sua dívida externa e em 17 de agosto desvalorizou-se em quase 33% o rublo. No dia 21 de agosto, a Bovespa chegou a cair 10%, voltando novamente a acionar o “circuit breaker”. Nos Estados Unidos, um dos maiores fundos de investimentos de alto risco dos Estados Unidos, o LTCM (Long Term Capital Management) teve perdas de mais de 50% do capital investido, obrigando o Fed a realizar um aporte de US\$ 3,5 bilhões para proteger o sistema financeiro americano.</p>	

Desvalorização do Real (Brasil)**Dez/1998 e Jan/1999**

A crise asiática de 1997, seguida da crise russa de 1998 provocaram uma forte queda no preço das commodities exportadas pelo Brasil e reduziram o crédito externo, dificultando a captação de dólares no exterior. Isto inviabilizou a manutenção do câmbio sobrevalorizado que o país vinha mantendo até então. Os juros elevados além de inviabilizar o crescimento interno, não atraíam mais capitais internacionais. Em 13 de Janeiro de 1999 o Banco Central anuncia a criação de uma nova modalidade de controle cambial, denominada "banda diagonal endógena". O Banco Central não consegue segurar a cotação do dólar em R\$ 1,32 e em 15 de janeiro foi forçado a deixar a moeda flutuar livremente.

Estouro da bolha do Nasdaq**Mar/2000 a Mai/2000**

O cenário era de euforia com a febre das empresas de internet e o auge da bolha ocorreu em 10 de março de 2000 com o índice NASDAQ em 5.050 pontos. Os analistas começaram a discutir a falta de sustentação dos resultados positivos das empresas de internet e o índice Nasdaq começou a cair, apresentando quedas recordes. As vendas iniciais maciças dos lotes, processadas em 13 de março, desencadearam uma reação de venda, que se auto alimentou por investidores, fundos e instituições financeiras. Em apenas seis dias, o Nasdaq havia perdido quase 9%, caindo de cerca de 5.050 em 10 de março para 4.580 em 15 de março. O movimento atingiu o mundo todo. No início de 2001, muitas empresas "ponto com" já estavam em processo de venda, fusão, redução ou simplesmente quebraram e desapareceram.

Argentina e 11/09**Ago/2001 e Set/2001**

Desde o início de 1990, a Argentina contava com ajuda do FMI, para financiar o país e para guiar suas reformas econômicas. Quando a recessão começou, o déficit do país aumentou para 2,5% do PIB em 1999 e sua dívida externa ultrapassou os 50% do PIB. Reconhecendo estes níveis como excessivos, o FMI recomendou ao governo medidas de austeridade para equilibrar o seu orçamento e sustentar a confiança dos investidores. Havia uma crise política, com uma troca intensa de presidentes em pouco tempo. Assim, ao longo de 2001 e 2002, a Argentina se tornou o centro de uma nova crise dos emergentes. A situação econômica e social era delicada: o desemprego superava os 15%, insegurança instalada nas ruas, desconfiança do mercado financeiro internacional e uma gigantesca dívida externa eram alguns dos principais temas urgentes na agenda do governo. Em 11 de setembro, além do terror que atingiu Nova York, o impacto no mercado financeiro assustou o mundo. O índice Nikkei de Tóquio caiu mais de 6%, e os pregões europeus tiveram fortes recuos que levaram os investidores a buscar refúgio no mercado do ouro e em bônus do Tesouro americano. O Fed também respondeu à crise com cortes dos juros. No Brasil, em 13 de setembro, o Ibovespa chegou a recuar 7,26%. Quando o pregão reabriu nos EUA, o Dow Jones teve perda de 7,13% no pior desempenho em pontos, até então, de sua história. Por todo o mundo, houve uma reação na direção de baixar os juros, a fim de estimular as economias.

Eleições do Lula (Brasil)**Jun/2002 a Out/2002**

Em 2002, as eleições e a crescente possibilidade de vitória do candidato da oposição (Lula) provocaram uma alta do dólar no Brasil e novo processo de insegurança no mercado financeiro devido às incertezas do mercado em relação ao cenário político e econômico.

Crise do subprime**Mai/2008 a Out/2008**

A crise do subprime (empréstimos hipotecários de alto risco) teve início nas operações de crédito imobiliário de alto risco nos Estados Unidos. Os juros estavam muito baixos há alguns anos e a economia americana crescia com força, assim os bancos emprestavam a clientes sem comprovação de renda e com histórico ruim de crédito em busca de lucros maiores. A queda nos preços de imóveis, a partir de 2006, arrastou vários bancos para uma situação de insolvência, repercutindo fortemente sobre as bolsas de valores de todo o mundo. Como estes empréstimos não tinham liquidez, os bancos que os concediam realizam operações de securitização destes créditos em derivativos negociáveis no mercado financeiro internacional, cujos valores eram muitas vezes superiores aos das dívidas originais. No início de maio de 2008 a S&P concedeu grau de investimento ao Brasil de BB+ para BBB- com a bolsa registrando recorde histórico de operações, no entanto o mercado acionário já mostrava sinais de esgotamento. Em agosto e setembro de 2008, a crise, acumulada desde 2007, chegou ao auge, com a estatização da Federal National Mortgage Association “Fannie Mae” (FNMA) e da Federal Home Loan Mortgage Corporation “Freddie Mac” (FHLMC), detentoras de mais de 5 trilhões de dólares em crédito imobiliário. Em 15 de setembro de 2008, veio o pedido de concordata do Lehman Brothers e a venda da corretora Merrill Lynch ao Bank of America. Em 16 de setembro, as ações da AIG, maior seguradora dos Estados Unidos, caíram 60% na abertura dos mercados. Em 29 de setembro, o Senado americano rejeitou o pacote de medidas de ajuda governamental ao setor financeiro que previa a liberação de recursos do Tesouro, de até US\$ 700 bi, para a compra de títulos podres de crédito hipotecário. A Bovespa chegou a cair 10,16% e teve suas operações interrompidas. Após uma intensa campanha de pressão, o Senado dos Estados Unidos aprovou o projeto de apoio em 1º de outubro.

Crise do Euro**Abr/2010 a ...**

A indisciplina fiscal e o descontrole das contas públicas em países da zona do euro, em particular na Grécia, arrastaram o bloco de países europeu para uma crise financeira sem precedentes cujos reflexos se estendem até os dias de hoje. A crise começou com a difusão de rumores sobre o nível da dívida pública da Grécia e o risco de suspensão de pagamentos pelo governo grego. A crise da dívida grega teria sido iniciada no final de 2009, mas só se tornou pública em 2010, oriunda tanto da crise econômica mundial como de fatores internos ao próprio país - forte endividamento (cerca de 120% do PIB) e déficit orçamentário superior a 13% do PIB. A situação foi agravada pela falta de transparência por parte do país na divulgação dos números da sua dívida e do seu déficit. Em 9 de Abril a Agência Fitch e a Moodys reduziram o rating de crédito do país. A ameaça de extensão da crise a outros países, nomeadamente Portugal e Espanha, levou-os a tomar medidas de austeridade. Todos os países da Zona Euro foram afetados pelo impacto que teve a crise sobre a moeda comum europeia. Houve receios de que os problemas gregos nos mercados financeiros internacionais iniciassem um efeito de contágio que fizesse tremer os países com economias menos estáveis da Zona Euro, como Portugal, República da Irlanda, Itália e Espanha. Em 2 de maio de 2010, a União Europeia e o FMI acordaram um plano de resgate de 750 bilhões de euros para evitar que a crise se estendesse por toda a Zona Euro. A essa medida adicionou-se a criação, anunciada em 10 de maio, de um fundo de estabilização coletivo para a Zona Euro. Ao mesmo tempo, todos os maiores países europeus tiveram que adotar os seus próprios planos de ajuste das finanças públicas, inaugurando uma era de austeridade.

4 RESULTADOS DA PESQUISA

O primeiro resultado apresentado refere-se às séries do retorno de mercado (RM) calculada para amostra filtrada de ações no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012. HS utilizaram, em ambos os trabalhos de 2004 e 2007, a média aritmética simples das ações como ponderador. A média aritmética simples é mais fácil de ser calculada, no entanto em teoria, índices de mercado ponderados pelo valor de mercado dos ativos (*market capitalization*) devem representar melhor o comportamento do mercado global do que índices calculados com pesos iguais (ARNOTT, HSU, MOORE, 2005, p. 84). Neste estudo a carteira de mercado foi ponderada por *market capitalization*.

Adicionalmente também são apresentadas as séries SMB e HML do modelo de FF. As carteiras SMB e HML são balanceadas no final de junho de cada ano, começando em junho de 1994 e terminando em junho de 2011. Este é o mesmo procedimento adotado por FF. Os valores de mercado referentes a junho já refletem as informações contábeis dos demonstrativos financeiros, que em sua maioria são publicados entre janeiro e abril (FAMA, FRENCH, 1992, p. 429). Também são excluídas as empresas financeiras, uma vez que seu alto grau de endividamento, normal para este setor, não tem o mesmo significado que o alto grau de endividamento de empresas não financeiras (FAMA, FRENCH, 1992, p. 429).

A série RF refere-se a série da taxa DI-Cetip. Todas as séries foram deflacionadas pelo IGP-DI da FGV e foram construídas com base 100 em 29/12/1994.

Nos resultados seguintes foram calculados as duas propostas de HS: no modelos “A” utilizou-se a abordagem do *herding* adotada nos trabalhos de HS 2004; no modelo “B” utilizou-se a medida de *herding* padronizada pelo erro padrão de estimação (HS 2007).

De forma generalizada, os resultados deste trabalho foram conduzidos pelo seguinte roteiro:

- (i) Seleção dos ativos por critérios de filtragem;
- (ii) Cálculo dos retornos diários dos ativos;
- (iii) Cálculos das séries SMB e HML do modelo de FF;
- (iv) Cálculo da série do retorno de mercado RM (*market capitalization*);

- (v) Obtenção da volatilidade GARCH do retorno de mercado;
- (vi) Obtenção dos betas dos ativos (filtro de Kalman) por análise de séries individuais;
- (vii) Emparelhamento dos betas e cálculo do desvio padrão transversal dos betas (modelo A de HS);
- (viii) Emparelhamento dos betas e cálculo do desvio padrão transversal dos betas ajustado pelo erro padrão de estimação (modelo B de HS);
- (ix) Obtenção da medida de *herding* $h_{m,t}$ (modelo A: HS 2004);
- (x) Obtenção da medida de *herding* padronizada $h_{m,t}^*$ (modelo B: HS 2007).

São apresentadas na tabela 4 as estatísticas descritivas das séries de excessos de retorno sobre o DI-Cetip da série RM e do série do índice Bovespa (IBO). O índice de mercado calculado desta forma, comparado ao índice Bovespa, apresentou uma correlação (R^2) de 94,33% com o Ibovespa, com assimetria (*skewness*) mais próxima de zero e curtose menor, apresentado um coeficiente de normalidade de Jarque-Bera inferior ao do Ibovespa.

⁶ Séries deflacionadas pelo IGP-DI com Base 100 em 29/12/1994.

Gráfico 2 - Histograma RM-RF

Gráfico 3 - Histograma IBO-RF

Tabela 4 – Estatísticas descritivas das séries de risco de mercado (RM-RF e IBO-RF)

	RM-RF	IBO-RF
Mean	-0,0003%	-0,0135%
Median	0,0711%	0,0615%
Maximum	17,29%	28,71%
Minimum	-13,61%	-17,33%
Std. Dev.	1,8144%	2,2927%
Skewness	-0,0888	0,4378
Kurtosis	11,32	15,70
Jarque-Bera	12,427	29,111
Probability	0,0000%	0,0000%
Sum	-0,0121	-0,5803
Sum Sq. Dev.	1,4185	2,2651
Observations	4310	4310

Dependent Variable: RM-RF

Method: Least Squares

Included observations: 4310

RM-RF = C(1) + C(2)*IBO-RF

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0,0001	6,58E-05	1,529411	0,1262
C(2)	0,7686	0,002871	267,7148	0,0000
R-squared	0,9433	Mean dependent var		-2,81E-06
Adjusted R-squared	0,9433	S.D. dependent var		0,0181
S.E. of regression	0,0043	Akaike info criterion		-8,0503
Sum squared resid	0,0804	Schwarz criterion		-8,0473
Log likelihood	17,350	Hannan-Quinn criter.		-8,0492
F-statistic	71,671	Durbin-Watson stat		1,9090
Prob (F-statistic)	0,0000

Gráfico 4— Resultado da medida de *herding* (h) modelo A de HS 2004⁷

⁷ Logaritmo do índice de mercado (RM) sem escala. Volatilidade GARCH no eixo direta.

Gráfico 5 – Resultado da medida de *herding* padronizada (h^*) modelo B de HS 2007⁸

⁸ Logaritmo do índice de mercado (RM) sem escala. Volatilidade GARCH no eixo direta.

De acordo com a especificação seguinte, a variável de *herding* foi obtida aplicando as equações de espaço-estado (filtro de Kalman) no desvio transversal observado dos betas das ações:

$$\ln[Std_c(\beta_{im,t}^b)] = \mu_m + v_{m,t} + H_{m,t} \quad \text{Equação (47)}$$

$$H_{m,t} = \phi_m H_{m,t-1} + \eta_{m,t} \quad \text{Equação (48)}$$

Onde:

$$H_{m,t} = \ln(1 - h_{m,t})$$

$$\mu_m = E \left[\ln[Std_c(\beta_{im,t})] \right], v_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{mv}^2) \text{ e } \eta_{m,t} \sim NID(0, \sigma_{m\eta}^2)$$

O parâmetro de *herding* (não observável) é então obtido:

$$h_{m,t} = 1 - e^{H_{m,t}} \quad \text{para } h_{m,t} \leq 1 \quad \text{Equação (49)}$$

Com objetivo de se estudar a dinâmica da variável de *herding*, alguns modelos e especificações foram utilizados e serão a seguir apresentados:

a) Modelo 1:

Na primeira especificação (equação 50) procurou-se explicar o *herding* em função do retorno do mercado. O objetivo aqui é verificar se o retorno do mercado seria um fator de explicação para o *herding*, i. e., se haveria alguma influência na medida de *herding* em função da direção do mercado.

Esta argumentação foi observada por Tan *et al* (2008), Zheng (2010), Chen *et al* (2011) e Handley e Lucey (2011). A especificação do modelo 1A foi assim definida:

$$h_{m,t} = c(1) + c(2) * r_m \quad \text{Equação (50)}$$

b) Modelo 2:

Na seguinte especificação (equação 51) adicionou-se, além do retorno de mercado como explicação do *herding*, o risco de mercado. Esta ideia foi explorada por Lobão e Serra (2002), Amirat e Bouri (2009a) e Hachicha (2010).

Fisher e Kamin (1985) argumentam que o desvio padrão transversal do beta seria uma medida muito afetada pelos erros de estimação dos betas. Goyal e Santa-Clara (2003) discutem esta questão de estimação dos retornos do mercado em função das medidas de risco e no trabalho de 2007 HS identificam esta questão propondo uma padronização desta medida pelo erro padrão de estimação do OLS para contornar esta propriedade indesejada, sugerindo um tratamento de padronização do desvio padrão transversal do beta pelo risco de mercado (equação 23).

Na especificação seguinte procuramos verificar a influência do risco de mercado (estimador GARCH) na medida de *herding*:

$$h_{m,t} = c(1) + c(2) * r_m + c(3) * \ln[\text{var}(r_m)] \quad \text{Equação (51)}$$

c) Modelo 3:

Na equação 52 adicionou-se como fator explicativo do *herding* os retornos das carteiras SMB e HML do modelo de mercado de FF, mantendo-se os demais fatores anteriores já adicionados. Poucos trabalhos na literatura exploraram esta questão. A especificação completa utilizada foi a seguinte:

$$h_{m,t} = c(1) + c(2) * r_m + c(3) * \ln[\text{var}(r_m)] + c(4) * SMB + C(5) * HML \quad \text{Equação (52)}$$

d) Modelo 4:

No modelo 4A avaliou-se a influência de uma variável *dummy* representativa de períodos de crises. A influência desta variável na medida de *herding* é citada em vários outros trabalhos: Christie e Huang (1995), Hwang e Salmon (2001), Lobão e Serra (2002), Hwang e Salmon

(2004), Hwang e Salmon (2007), Chiang e Zheng (2008) e Khan *et al* (2011). A especificação utilizada é apresentada a seguir:

$$h_{m,t} = c(1) + c(2) * r_m + c(3) * \ln[var(r_m)] + c(6) * Crise \quad \text{Equação (53)}$$

e) Modelo 5:

Neste modelo se avalia a influência do nível de *herding* anterior no nível de *herding* corrente. Isto é reportado por Hwang e Salmon (2001) e Amirat e Bouri (2009a).

Hachicha (2010) nomeia esta dependência de “*feedback herding*”. O modelo 5 é apresentado na equação 54 abaixo:

$$h_{m,t} = c(1) + c(2) * r_m + c(3) * \ln[var(r_m)] + c(6) * Crise + c(7) * h_{m,t-1} \quad \text{Equação (54)}$$

É importante lembrar o alerta de Ferreira e Yu (2003) que a simples introdução de parâmetros livres pode, potencialmente, aumentar o poder explicativo de qualquer modelo, mas não o torna necessariamente mais preciso em suas previsões.

As especificações acima foram nomeadas de 1A, 2A, 3A, 4A e 5A, quando aplicadas nos testes dos modelos “A” (HS 2004) na amostra de frequência diária (amostra de 4310 observações) e na amostra de frequência mensal (amostra de 205 observações). Os resultados encontram-se nas tabelas 5 e 6, respectivamente.

As especificações acima foram nomeadas de 1B, 2B, 3B, 4B e 5B, quando aplicadas nos testes dos modelos “B” com a medida de *herding* padronizada pelo erro padrão de estimação (HS 2007) para amostras de frequência diária e mensal. Os resultados encontram-se nas tabelas 7 e 8, respectivamente.

Tabela 5 – Tabela para amostra diária – Modelo A (HS 2004)

Variável⁹	Modelo 1A	Modelo 2A	Modelo 3A	Modelo 4A	Modelo 5A
C(1)	0.668 (0.001)***	0.818 (0.011)***	0.820 (0.012)***	0.839 (0.012)***	0.001 (0.001)
C(2)	0.043 (0.054)	0.042 (0.053)	0.145 (0.091)	-0.046 (0.053)	0.074 (0.002)***
C(3)		0.018 (0.001)***	0.018 (0.001)***	0.020 (0.001)***	0.000 (0.000)
C(4)			0.172 (0.124)		
C(5)			0.031 (0.086)		
C(6)				-0.026 (0.003)***	0.000 (0.000)*
C(7)					0.999 (0.001)***
R2	0.000	0.038	0.039	0.060	0.998
S.E.	0.065	0.064	0.064	0.063	0.003

Tabela 6 – Tabela para amostra mensal – Modelo A (HS 2004)

Variável⁸	Modelo 1A	Modelo 2A	Modelo 3A	Modelo 4A	Modelo 5A
C(1)	0.667 (0.005)***	0.852 (0.058)***	0.865 (0.064)***	0.865 (0.058)***	-0.001 (0.021)
C(2)	0.044 (0.053)	0.117 (0.057)*	0.136 (0.072)	0.053 (0.063)	0.078 (0.015)***
C(3)		0.022 (0.007)***	0.024 (0.008)***	0.023 (0.007)***	-0.001 (0.002)
C(4)			0.031 (0.100)		
C(5)			-0.035 (0.084)		
C(6)				-0.031 (0.014)*	-0.003 (0.003)
C(7)					0.985 (0.018)***
R2	0.003	0.051	0.053	0.075	0.945
S.E.	0.065	0.064	0.064	0.063	0.016

⁹ * significância estatística com $p < 5\%$, ** significância com $p < 1\%$ e *** significância com $p < 0,5\%$
Tamanho da amostra: diária = 4310 observações; mensal = 205 observações

Tabela 7 - Tabela para amostra diária – Modelo B (HS 2007)

Variável¹⁰	Modelo 1A	Modelo 2A	Modelo 3A	Modelo 4A	Modelo 5A
C(1)	0.773 (0.001)***	0.368 (0.013)***	0.370 (0.013)***	0.397 (0.013)***	0.008 (0.004)
C(2)	-0.020 (0.066)	-0.018 (0.059)	0.067 (0.101)	-0.137 (0.059)*	0.019 (0.017)
C(3)		-0.048 (0.002)***	-0.048 (0.002)***	-0.046 (0.002)***	-0.004 (0.000)***
C(4)			0.140 (0.137)		
C(5)			0.023 (0.095)		
C(6)				-0.035 (0.003)***	-0.003 (0.001)***
C(7)					0.945 (0.004)***
R2	0.000	0.192	0.192	0.220	0.932
S.E.	0.078	0.070	0.070	0.069	0.020

Tabela 8 - Tabela para amostra mensal – Modelo B (HS 2007)

Variável⁹	Modelo 1A	Modelo 2A	Modelo 3A	Modelo 4A	Modelo 5A
C(1)	0.771 (0.005)***	0.377 (0.063)***	0.387 (0.069)***	0.394 (0.063)***	0.018 (0.057)
C(2)	0.273 (0.062)***	0.118 (0.062)	0.133 (0.078)	0.031 (0.068)	0.160 (0.053)***
C(3)		-0.047 (0.008)***	-0.046 (0.008)***	-0.046 (0.007)***	-0.037 (0.006)***
C(4)			0.023 (0.109)		
C(5)			-0.027 (0.092)		
C(6)				-0.042 (0.015)***	-0.016 (0.012)
C(7)					0.578 (0.049)***
R2	0.088	0.235	0.235	0.264	0.573
S.E.	0.076	0.070	0.070	0.068	0.052

¹⁰ * significância estatística com $p < 5\%$, ** significância com $p < 1\%$ e *** significância com $p < 0,5\%$
Tamanho da amostra: diária = 4310 observações; mensal = 205 observações

5 CONCLUSÕES

5.1 Considerações finais

A globalização contribui para um aumento da correlação entre os mercados e cada vez mais se observam sobre reações nos preços dos ativos. Este fenômeno é foco de grande preocupação entre os agentes reguladores dos mercados e neste sentido, as finanças comportamentais buscam complementar as explicações das anomalias que não são completamente justificadas pelos modelos clássicos da MTF e compreender a dinâmica do efeito manada é um passo importante neste sentido.

Neste estudo procurou-se avaliar a dinâmica da medida de efeito manada proposta por HS (2001 e 2004) da dispersão transversal dos betas (*beta herding*) dos ativos em relação ao índice de mercado no mercado brasileiro de ações no período entre janeiro de 1995 e maio de 2012.

Esta pesquisa contribui com a literatura em vários aspectos. Primeiro, a maioria dos estudos avalia o *herding* em mercados desenvolvidos, em particular no mercado americano (LAKONISHOK *et al*, 1992; BRENNAN, 1993; CHRISTIE, HUANG, 1995; GRINBLATT *et al*, 1995; FALKENSTEIN, 1996; TEH, DEBONDT, 1997; NOFSINGER, SIAS, 1999; WERMERS, 1999; CHANG *et al* 2000; HWANG, SALMON, 2001; HWANG, SALMON, 2004; HWANG, SALMON, 2007; CHIANG, ZHENG, 2008; ZHENG, 2010). Poucos trabalhos avaliaram este viés comportamental nos mercados emergentes (KALLINTERAKIS, KRATUNOVA, 2007; HACHICHA *et al*, 2008; PORZAK, 2010; ZAHARYEVA, 2008; ANDRONIKIDI, KALLINTERAKIS, 2010; ZHENG, 2010; CHEN *et al*, 2011; PROSAD *et al*, 2012; SAUMITRA, SIDHARTH, 2012; SEETHARAM, BRITTEN, 2013) e destes trabalhos citados apenas Zheng (2010), utilizando as medidas de CH e CCK, estudo a dinâmica desta variável no mercado brasileiro de ações. Neste sentido esta pesquisa vem complementar esta literatura, avaliando a dinâmica do *herding* no mercado brasileiro de ações.

Segundo, esta pesquisa também mostrou que o risco sistemático de um ativo (beta) é uma variável dinâmica que pode ser estimada através do filtro de Kalman, aplicado a um modelo

de equações de espaço-estado (HAMILTON, 1994; HARVEY, 1993; FAFF, HILLIER, HILLIER, 2000; DAS, GHOSHAL, 2010; GASTALDI, NARDECCHIA, 2003). Neste trabalho se acrescentam ainda os cuidados apontados por Serra e Martelanc (2013) para sincronização de preços *trade-to-trade* com objetivo de se obter estimativas mais precisas dos betas individuais das ações em mercados com liquidez reduzida como o mercado brasileiro de ações.

Os resultados encontrados para dinâmica da variável de *herding*, tanto para o modelo “A” (HS 2004), quanto para o modelo “B” com a medida de *herding* padronizada pelo erro padrão de estimação (HS 2007), mostraram que a medida de *herding* proposta por estes autores no mercado brasileiro de ações apresentou-se persistente e em um nível significativo, independentemente das condições de mercado, verificando-se ainda a presença da medida de *herding* tanto em mercados de alta, quanto em mercados de baixa.

Estes achados encontram-se alinhados com outros resultados da literatura: Amirat e Bouri (2009a), Amirat e Bouri (2009b) e Chen *et al* (2011) mostraram que a medida de *herding* era persistente e significativa tanto em mercados de alta quanto em mercados de baixa.

A presença do *herding*, mesmo em diferentes níveis relativos e em diferentes economias, desenvolvidas ou emergentes, foi reportado em diversos outros trabalhos (ECONOMOU *et al*, 2011; HACHICHA, 2010; HANDLEY, LUCEY, 2011; HWANG, SALMON, 2001; HWANG, SALMON, 2004; KHAN *et al*, 2011; PORZAK, 2010; TAN *et al*, 2008; LOBÃO, SERRA, 2002; SAUMITRA, SIDHARTH, 2012; ZAHARYEVA, 2008).

Andronikidi e Kallinterakis (2010, p. 1807) e Kallinterakis e Kratunova (2007, p. 21) também verificaram significância desta medida, acrescentando que a medida seria subestimada em mercados ilíquidos e que os ajustes de sincronização de preços para estimação dos betas individuais, como os tratados neste trabalho, resultaria numa mensuração melhor dos betas individuais dos ativos e possivelmente um nível maior para a variável de *herding*.

Pesquisas diferentes apontaram diferenças no nível de *herding* entre mercados desenvolvidos e emergentes (menor nos desenvolvidos e maior nos emergentes). No entanto Hwang e Salmon (2004, p. 595) argumentam que o modelo proposto é interessante para capturar a estrutura dinâmica da variável de *herding*. No entanto argumentam que o nível de *herding* de

um determinado mercado não seria uma variável comparável entre diferentes economias. O modelo proposto por HS não é capaz de determinar o nível de *herding* verdadeiro do mercado, mas é importante para mensurar mudanças relativas de nível.

Outro ponto importante a ser citado é que na amostra estudada neste trabalho não se verificou a presença do *herding* adverso reportado por Handley e Lucey (2011) que evidenciaram este fenômeno analisando o *herding* entre instituições financeiras europeias ou por Porzak (2010) que verificou este tipo de dinâmica durante períodos de estresse mais acentuado nos mercados de ações da Polônia. HS argumentam que pode-se pensar neste *herding* adverso como o oposto do comportamento de *herding*, quando betas altos se tornam maiores e betas baixos se tornam menores. Neste caso, investidores se tornam mais sensíveis aos ativos com beta elevado e menos sensíveis aos ativos com beta baixo. Isto representaria uma reversão à média em direção ao beta de equilíbrio de longo prazo (HWANG, SALMON, 2004, p. 590).

Tanto na amostra de dados diários, quanto mensais, verificou-se a presença significativa do *herding*. Entretanto os resultados encontrados neste trabalho mostraram uma significância menor para amostra mensal. Tan *et al* (2008, p. 74) também verificaram em seu estudo que a medida de *herding* era mais fraca para dados semanais e mensais do que na amostra de dados diários, sugerindo que o *herding* era um fenômeno restrito a períodos curtos de tempo, justificando a análise de dados com uma periodicidade menor.

Também foi testada a hipótese do retorno de mercado ser um fator explicativo para medida de *herding*, não se verificando neste trabalho dependência significativa da medida de *herding* com relação ao retorno de mercado. Esta análise também apresentou resultados sem confirmação desta dependência na maior parte dos trabalhos em que foi testada (HANDLEY, LUCEY, 2011; HWANG, SALMON, 2004; PORZAK, 2010).

Amirat e Bouri (2009a), reportam que de forma geral o *herding* não é explicado pelo retorno do mercado, no entanto, para valores extremos de retorno do mercado esta relação se tornaria mais importante. É possível esta dependência ser mais claramente explicada pela variável de crise explicada adiante, visto que em geral estes são períodos de valores extremados para os retornos de mercado.

Os testes realizados na amostra deste trabalho encontraram uma dependência significativa e positiva da variável de *herding* explicada pelo fator de risco de mercado (volatilidade GARCH dos retornos de mercado) nos modelos “A” (HS 2004). Nos modelos “B” (HS 2007) verificou-se que esta dependência era negativa e também significativa. HS não observaram significância para esta variável no trabalho de 2004.

Os resultados para as variáveis SMB e HML não apresentaram resultado significativo neste trabalho. Estes achados estão em linha com outras pesquisas: Chang *et al* (2000) testaram a dependência do *herding* com relação ao tamanho da empresa sem encontrar evidências estatísticas significativas. Daniel *et al*, (2001, p. 956) também não verificaram a dependência do *herding* com o índice *book-to-market*, argumentado que esta relação não seguiria alguma racionalidade entre os investidores.

A análise da variável *dummy* de crise mostrou que, ao contrário do senso comum de que o *herding* é mais significativo em períodos de crise, este se mostrou mais importante nos períodos de alta do mercado. Uma explicação possível para esta observação poderia ser de que o investidor se sentiria mais confiante com a direção do mercado nos movimentos de alta e assim a dispersão dos betas seria menor, visto que os investidores estariam “alinhados” e o *herding* seria maior neste cenário. Durante os períodos de crise do mercado, os investidores buscariam fundamentos econômicos mais sólidos e consistentes para os ativos de sua carteira, aumentando a dispersão transversal dos betas e consequentemente reduzindo a medida de *herding*. Chang *et al* (2000) verificaram que em períodos de crise a dispersão dos retornos aumentaria, diminuindo o *herding*.

Este resultado está em linha com outros achados: HS 2001, HS 2004 e HS 2007. Prosad *et al* (2012) verificaram que a medida de *herding* no mercado de ações na Índia era praticamente inexistente, com o *herding* ocorrendo somente em períodos de alta do mercado. Em períodos de baixa, esta variável não seria significativa, em linha com outros achados que justificam uma redução do nível de *herding* durante crises financeiras.

Outros autores também verificaram que o fenômeno de *herding* era menos intenso durante períodos de crise do mercado (LOBÃO, SERRA, 2002; PORZAK, 2010; SAUMITRA, SIDHARTH, 2012).

Seetharam e Britten (2013) acrescentam que reações negativas do mercado eram precedidas de aumento no *herding*, i. e., um nível de *herding* maior ocorreria em períodos de alta do mercado e o reverso também seria observado. Tan *et al*, (2008) adicionam que o *herding* seria mais forte em períodos de alta do mercado.

Outro achado deste trabalho foi a existência de uma componente de *herding* explicada pela ação dominante anterior ou o nível anterior de *herding*. Amirat e Bouri (2009b) e Hachicha Hachicha (2010) citam também este achado nomeando esta componente de *feedback herding*. Assim o nível corrente de *herding* poderia ter uma explicação dada pelo nível anterior de *herding*.

5.2 Limitações do estudo

O efeito manada tratado na literatura é fácil de ser compreendido do ponto de vista teórico, no entanto a sua mensuração se mostrou um problema de natureza complexa e multifacetado.

A literatura é ampla em achados mostrando diferentes níveis de *herding* entre mercados emergentes e desenvolvidos (maior nos emergentes e menor em mercados desenvolvidos). A visão do *herding* relativo entre mercados não se parece tão importante, visto que dependendo da estrutura particular de cada mercado, diferentes fatores macroeconômicos, de concentração de mercado ou de idiosincrasias próprios de cada mercado, poderiam indicar níveis muito distintos de *herding* entre os mercados, não significando necessariamente que em um mercado haveria um *herding* natural maior ou menor.

Uma revisão da literatura convencional mostra que em quase todos os mercados verifica-se a presença de algum tipo de *herding*. Entretanto parece ser mais útil compreender a dinâmica desta variável do que simplesmente a visão convencional de se este viés comportamental existe ou não existe em um determinado mercado ou o valor do seu nível corrente ou a diferença de nível entre mercados distintos.

É importante também lembrar que a maioria das medidas avalia o *herding* de forma geral, não levando em consideração se esta medida reflete os resultados da imitação ou apenas reflete se os investidores utilizam a mesma informação pública, não diferenciando o *herding* espúrio do

herding intencional. É importante lembrar que esta é uma limitação que ocorre em praticamente em todas as medidas de *herding* discutidas na literatura.

Outro ponto importante é com relação a própria natureza dos betas observados. Os trabalhos que estudam a dinâmica dos betas procuram argumentar que toda a natureza comportamental: espúria ou intencional estaria explicada na variabilidade transversal dos betas em relação ao índice de mercado. No entanto a teórica econômica explica que basicamente existem dois tipos de risco para uma empresa: o risco financeiro e o do negócio. A percepção de risco poderia mudar por alterações no tipo de negócio ou na natureza cíclica das receitas, ou mesmo na alavancagem operacional, pois empresas com uma estrutura total de custos com maior representação de custos fixos tem resultados mais suscetíveis a oscilações no faturamento e portanto uma percepção maior de risco. Assim, quando uma empresa aumenta o seu grau de endividamento, a alavancagem financeira aumenta e também a percepção de risco pelo mercado, refletindo em um aumento do seu beta observado. Desta forma um maior grau de alavancagem de uma empresa estaria associado a um maior retorno de seu ativo e, consequentemente também, a um maior risco (DAMODARAN, 2006, p. 21).

Hamada (1969, p. 19) justificou a proposição acima valendo-se do CAPM e da teoria clássica da MTF, explicando através da próxima equação que quando uma empresa aumenta seu endividamento, a alavancagem financeira também aumenta o risco da empresa e, por sua vez, o seu beta.

$$E(r_L) = E(r_{NL}) + [E(r_{NL}) - r_f] * \left(\frac{D}{S}\right) \quad \text{Equação (55)}$$

Onde:

D/S = relação dívida / valor do ativo (alavancagem);

r_{NL} = retorno do ativo não alavancado (considerando a mesma empresa sem endividamento);

r_L = retorno do ativo alavancado;

r_f = taxa livre de risco.

A alavancagem representa um risco que deve ser compensado com uma maior remuneração (risco/retorno). No modelo do CAPM, tem-se que apenas o risco sistemático (beta) é possível

de ser remunerado pelo mercado, pois todo risco próprio, característico da própria empresa, poderia ser eliminado através da diversificação. Pode-se deduzir, então, que o efeito da alavancagem ocorre então sobre o beta, aumentando a exposição das firmas ao risco sistêmico da economia (BOWMAN, 1980, p. 244).

$$\beta_L = \beta_{NL} * \left(1 + \frac{D}{S}\right) \quad \text{Equação (56)}$$

Onde:

D/S = relação dívida / valor do ativo (alavancagem);

β_{NL} = beta da empresa não alavancada (considerando a mesma empresa sem endividamento);

β_L = beta da empresa alavancada.

Apesar desta variabilidade do beta explicada pela variação do endividamento e alavancagem das empresas parecer ser uma variável importante para ser analisada, esta não foi tratada em nenhum outro trabalho na literatura. A alavancagem poderia ser relacionada com as variáveis econômicas correntes ou com o próprio sentimento do investidor e expectativa futura do mercado. Estudos posteriores (HS 2007) procuram explicar a variabilidade transversal do beta através de modelos com outras variáveis adicionais como o índice de sentimento do investidor como proposto por Baker e Wurgler (2007), mas mesmo assim a variável alavancagem não foi diretamente tratada em nenhum outro estudo.

5.3 Sugestões para estudos futuros

Este trabalho traz à luz um tema novo e interessante, com amplas possibilidades de novas investigações. Como sugestão de estudos futuros existe a possibilidade de se inserir novas variáveis explicativas no modelo dada a natureza complexa do problema de mensuração da variável de *herding*.

Uma sugestão para estudos futuros seria analisar a importância da variável de endividamento ou alavancagem das empresas sobre a medida de *herding*. Certamente outras variáveis

explicativas poderiam ser destacadas: lucratividade, taxa de pagamento de dividendos, grau de imobilização, entre outras, mas certamente a alavancagem é uma a ser explorada.

Um outro ponto que poderia vir a ser explorado é a influência da medida de sentimento do investidor na medida de *herding*. Uma sugestão seria a utilização da medida de sentimento do investidor proposta por Baker e Wugler (2007), ressaltando que há na literatura diferentes proxies para a montagem de um índice de sentimento, no entanto, não há um número fechado de variáveis, nem tampouco um modelo mais indicado. Todas as variáveis utilizadas para descrever o sentimento do mercado possuem alguma limitação, dado que sua mudança no decorrer do tempo nem sempre está relacionada propriamente ao sentimento dos investidores em si, ficando a construção de um modelo sujeita ao uso de uma série de variáveis imperfeitas.

6 REFERÊNCIAS

- AIUBE, F. A. L. **Processos Estocásticos em Finanças**. . Rio de Janeiro: [s.n.]. Disponível em: <[http://www.ind.puc-rio.br/UserFiles/File/aiube/Proc Estoc em Finanas.pdf](http://www.ind.puc-rio.br/UserFiles/File/aiube/Proc%20Estoc%20em%20Finanas.pdf)>. Acesso em: 14 jul. 2012. , 2010
- AMIRAT, A.; BOURI, A. A New Measure of Herding Behavior: Derivation and Implications. **World Academy of Science, Engineering and Technology**, v. 54, p. 1183–1197, 2009a.
- AMIRAT, A.; BOURI, A. Modeling Informational Cascade Via Behavior Biases. **Global Economy & Finance Journal**, v. 2, n. 2, p. 81–103, 2009b.
- ANDRONIKIDI, A.; KALLINTERAKIS, V. Thin trading and its impact upon herding: the case of Israel. **Applied Economics Letters**, v. 17, n. 18, p. 1805–1810, 19 nov 2010.
- ARNOTT, R. D.; HSU, J.; MOORE, P. Fundamental Indexation. **Financial Analysts Journal**, v. 61, n. 2, p. 83–99, 2005.
- ASCH, S. E. **Social psychology**. 13. ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc., 1952. p. 649
- AVERY, C.; ZEMSKY, P. Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets. **The American Economic Review**, v. 88, n. 4, p. 724–748, 1 set 1998.
- BAKER, M.; WURGLER, J. Investor Sentiment in the Stock Market. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 2, p. 129–151, maio 2007.
- BANERJEE, A. V. A Simple Model of Herd Behavior. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 3, p. 797–817, 1 ago 1992.
- BIKHCHANDANI, S.; HIRSHLEIFER, D.; WELCH, I. Learning from the Behavior of Others: Conformity, Fads, and Informational Cascades. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 12, n. 3, p. 151–170, 1 jul 1998.
- BIKHCHANDANI, S.; SHARMA, S. Herd Behavior in Financial Markets. **IMF Staff Papers**, v. 47, n. 3, p. 279–310, 2001.
- BOSSCHE, F. A. M. VAN DEN. Fitting State Space Models with EViews. **Journal of Statistical Software**, v. 41, n. 8, p. 1–16, 2011.
- BOWIE, D. C.; BRADFIELD, D. J. Improved beta estimation on the Johannesburg Stock Exchange: A simulation study. **South African Journal of Business Management**, v. 24, n. 4, p. 118–123, 1993.
- BOWMAN, R. G. The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage. **Journal of Accounting Research**, v. 18, n. 1, p. 242–254, 1980.

BOYSON, N. M. Implicit incentives and reputational herding by hedge fund managers. **Journal of Empirical Finance**, v. 17, n. 3, p. 283–299, jun 2010.

BRADFIELD, D. J. Investment Basics XLVI. On estimating the beta coefficient. **Investment Analysts Journal**, n. 57, p. 47–53, 2003.

BRENNAN, M. J. **Agency and Asset Pricing**. . [S.l: s.n.]. Disponível em: <<http://escholarship.org/uc/item/53k014sd>>. , 1993

CALVO, G. A.; MENDOZA, E. G. Rational contagion and the globalization of securities markets. **Journal of International Economics**, v. 51, n. 1, p. 79–113, jun 2000.

CHANG, E. C.; CHENG, J. W.; KHORANA, A. An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. **Journal of Banking & Finance**, v. 24, n. 10, p. 1651–1679, 1 out 2000.

CHEN, W. Y.; HIN, P. A.; LIAN, K. K. **Prevalence of Herding and Market Sentiments**. **cass.city.ac.uk**. Kuala Lumpur, Malaysia: [s.n.]. Disponível em: <http://www.cass.city.ac.uk/__data/assets/pdf_file/0007/126727/Chen.pdf>. Acesso em: 3 jul. 2012. , 2011

CHIANG, T. C.; ZHENG, D. **An empirical investigation of herd behavior: evidence from international perspective**. . [S.l: s.n.]. Disponível em: <http://69.175.2.130/~finman/Xiamen/2009_FMA_Asian_Chiong_Zheng.pdf>. Acesso em: 3 jul. 2012. , 2008

CHRISTIE, W. G.; HUANG, R. D. Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? **Financial Analysts Journal**, v. 51, n. 4, p. 31–37, 1995.

COHEN, K. J.; HAWAWINI, G. A.; MAIER, S. F.; SCHWARTZ, R. A.; WHITCOMB, D. K. Friction in the trading process and the estimation of systematic risk. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 2, p. 263–278, dez 1983.

DAMODARAN, A. **Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset**. 2nd. ed. New York: Wiley Finance, 2006. p. 992

DANIEL, K. D.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Overconfidence, Arbitrage, and Equilibrium Asset Pricing. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 3, p. 921–965, 2001.

DAS, A.; GHOSHAL, T. K. Market Risk Beta Estimation using Adaptive Kalman Filter. **International Journal of Engineering Science and Tecnology**, v. 2, n. 6, p. 1923–1934, 2010.

DEVENOW, A.; WELCH, I. Rational herding in financial economics. **European Economic Review**, v. 40, n. 3-5, p. 603–615, abr 1996.

DIMSON, E. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. **Journal of Financial Economics**, v. 7, n. 2, p. 197–226, 1979.

ECONOMOU, F.; KOSTAKIS, A.; PHILIPPAS, N. Cross-country effects in herding behaviour: Evidence from four south European markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 21, n. 3, p. 443–460, jul 2011.

EICHENGREEN, B.; MATHIENSON, D.; CHADHA, B.; *et al.* **Hedge Funds and Financial Market Dynamics**. Washinton, DC: International Monetary Fund - IMF, 1998. p. 75

FAFF, R. W.; HILLIER, D.; HILLIER, J. Time Varying Beta Risk: An Analysis of Alternative Modelling Techniques. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 27, n. 5-6, p. 523–554, 2000.

FALKENSTEIN, E. G. Preferences for Stock Characteristics As Revealed by Mutual Fund Portfolio Holdings. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 111–135, 1 mar 1996.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427–465, 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3–56, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. **Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55–84, 1996.

FAMÁ, R.; CIOFFI, P. L. DE M.; COELHO, P. A. R. Contexto das finanças comportamentais: anomalias e eficiência do mercado de capitais brasileiro. **REGE Revista de Gestão**, v. 15, n. 2, p. 65–78, 2008.

FERREIRA, C. F.; YU, A. S. O. Todos acima da média: excesso de confiança em profissionais de finanças. **Revista de Administração USP**, v. 38, n. 2, p. 101–111, 2003.

FISHER, L. Some New Stock-Market Indexes. **The Journal of Business**, v. 39, n. 1, p. 191–225, 1966.

FISHER, L.; KAMIN, J. H. Forecasting Systematic Risk: Estimates of “Raw” Beta that Take Account of the Tendency of Beta to Change and the Heteroskedasticity of Residual Returns. **Journal of Financial and Quantitative**, v. 20, n. 2, p. 127–149, 1985.

GASTALDI, M.; NARDECCHIA, A. The Kalman Filter Approach for Time-varying β Estimation. **Systems Analysis Modelling Simulation**, v. 43, n. 8, p. 1033–1042, ago 2003.

GOYAL, A.; SANTA-CLARA, P. Idiosyncratic Risk Matters! **The Journal of Finance**, v. 58, n. 3, p. 975–1007, 1 jun 2003.

GRAHAM, J. R. Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 1, p. 237–268, 1999.

GRINBLATT, M.; TITMAN, S.; WERMERS, R. Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior. **The American Economic Review**, v. 85, n. 5, p. 1088–1105, 1 dez 1995.

HACHICHA, N. **New sight of herding behavioural through trading volume**. **Economics Discussion Papers**. [S.l.: s.n.]. Disponível em: <<http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2010-11/count>>. Acesso em: 3 jul. 2012. , 2010

HACHICHA, N.; AMIRAT, A.; BOURI, A. **Herding Does Not Exist or Just a Measurement Problem? A Meta-Analysis**. Singapore: World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., 2010. p. 817–852

HACHICHA, N.; BOURI, A.; CHAKROUN, H. The Herding Behaviour and the Measurement Problems: Proposition of Dynamic Measure. **International Review of Business Research Papers**, v. 4, n. 1, p. 160–177, 2008.

HAMADA, R. S. Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance. **The Journal of Finance**, v. 24, n. 1, p. 13–31, 1969.

HAMILTON, J. D. State-Space Models. In: ENGLE, R. F.; MCFADDEN, D. L. (Eds.). **Handbook of Econometrics**. Amsterdam: Elsevier Science B.V., 1994. v. IVp. 3041–3080.

HANDLEY, D.; LUCEY, B. **Time Varying herding in European financial and banking stocks: 2001-2011**. . Dublin, Ireland: [s.n.]. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1922780>. Acesso em: 3 jul. 2012. , 2011

HARVEY, A. C. **Time Series Models**. 2nd. ed. [S.l.]: Pearson Education, 1993. p. 328

HIRSHLEIFER, D. Investor Psychology and Asset Pricing. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 4, p. 1533–1597, 2001.

HIRSHLEIFER, D.; HONG TEOH, S. Herd Behaviour and Cascading in Capital Markets: a Review and Synthesis. **European Financial Management**, v. 9, n. 1, p. 25–66, mar 2003.

HWANG, S.; SALMON, M. **A New Measure of Herding and Empirical Evidence**. **Financial Econometrics Research Centre - Working Papers Series**. London: [s.n.]. , 2001

HWANG, S.; SALMON, M. Market stress and herding. **Journal of Empirical Finance**, v. 11, n. 4, p. 585–616, set 2004.

HWANG, S.; SALMON, M. **Sentiment and Beta Herding**. . Coventry: [s.n.]. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=299919>. Acesso em: 3 jul. 2012. , 2007

KAHNEMAN, D.; TVERSKY, A. Prospect theory: An analysis of decision under risk. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 47, n. 2, p. 263–291, 1979.

KALLINTERAKIS, V.; KRATUNOVA, T. Does Thin Trading Impact Upon the Measurement of Herding? Evidence from Bulgaria. **Ekonomia**, p. 1–31, 2007.

KHAN, H.; HASSAIRI, S. A.; VIVIANI, J.-L. Herd Behavior and Market Stress: The Case of Four European Countries. **International Business Research**, v. 4, n. 3, p. 53–67, 20 jun 2011.

KOOPMAN, S. J.; SHEPHARD, N.; DOORNIK, J. A. Statistical algorithms for models in state space using SsfPack 2.2. **The Econometrics Journal**, v. 2, n. 1, p. 113–166, 1999.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. The impact of institutional trading on stock prices. **Journal of Financial Economics**, v. 32, n. 1, p. 23–43, ago 1992.

LIMA, R. G. D.; LAURINI, M. P.; MINARDI, A. M. A. F. **Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro. insper.edu.br**. São Paulo: [s.n.]. Disponível em: <http://www.insper.edu.br/sites/default/files/2009_wpe183.pdf>. Acesso em: 3 jul. 2012. , 2009

LOBÃO, J.; SERRA, A. P. Herding Behavior: Evidence from Portuguese Mutual Funds. In: GREGORIOU, G. N. (Ed.). **Diversification and Portfolio Management of Mutual Funds**. New York: Palgrave MacMillan, 2002. p. 167–197.

LÜTJE, T.; MENKHOFF, L. Risk Management, Rational Herding and Institutional Investors: A Macro View. In: FRENKEL, M.; HOMMEL, U.; RUDOLF, M. (Eds.). **Risk Management - Challenge and Opportunity**. Second Rev ed. Berlin Heidelberg New York: Springer, 2005. p. 785–799.

LUX, T. Herd Behaviour, Bubbles and Crashes. **The Economic Journal**, v. 105, n. 431, p. 881–896, 1 jul 1995.

MARSH, P. Equity Rights Issues and the Efficiency of the UK Stock Market. **The Journal of Finance**, v. 34, n. 4, p. 839–862, 1979.

MILLER, M. H.; MUTHUSWAMY, J.; WHALEY, R. E. Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-Induced or Statistical Illusion? **The Journal of Finance**, v. 49, n. 2, p. 479–513, 1 jun 1994.

NOFSINGER, J. R.; SIAS, R. W. Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 6, p. 2263–2295, 1 dez 1999.

PORZAK, R. **Do Investors follow the Index? Investor Herding towards Market: A Clinical Study of the Warsaw Stock Exchange (WSE) in Years 2000-2010**. [S.l.]: Maastricht University, 2010.

PROSAD, J. M.; KAPOOR, S.; SENGUPTA, J. An Examination of Herd Behavior: An Empirical Evidence from Indian Equity Market. **International Journal of Trade, Economics and Finance**, v. 3, n. 2, p. 154–157, 2012.

RAAFAT, R. M.; CHATER, N.; FRITH, C. Herding in humans. **Trends in cognitive sciences**, v. 13, n. 10, p. 420–8, out 2009.

ROLL, R. A Mean Variance Analysis of Tracking Error. **The Journal of Portfolio Management**, v. 18, n. 4, p. 13–22, 1992.

SAUMITRA, B.; SIDHARTH, M. **Applying an Alternative test of Herding Behavior: A case study of the Indian Stock Market. MPRA Paper**. Chennai, India: [s.n.]. Disponível em: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/38014/1/MPRA_paper_38014.pdf>. , 2012

SCHARFSTEIN, D. S.; STEIN, J. C. Herd Behavior and Investment. **The American Economic Review**, v. 80, n. 3, p. 465–479, 1 jun 1990.

SCHOLES, M.; WILLIAMS, J. Estimating Betas from Nonsynchronous Data. **Journal of Financial Economics**, v. 5, n. 3, p. 309–327, 1977.

SEETHARAM, Y.; BRITTEN, J. An Analysis of Herding Behaviour during Market Cycles in South Africa. **Journal of Economics and Behavioral Studies**, v. 5, n. 2, p. 89–98, 2013.

SERRA, R. G.; MARTELANC, R. Estimação de betas de ações com baixa liquidez. **BBR-Brazilian Business Review**, v. 10, n. 1, p. 49–80, 2013.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964.

SHILLER, R. J. Conversation, information, and herd behavior. **The American Economic Review**, v. 85, n. 2, p. 181–185, 1995.

SILVEIRA, H. P.; BARROS, L. A. B. DE C.; FAMÁ, R. **Aspectos da Teoria de Portfolios em Mercados Emergentes: Uma Análise de Aproximações para a Taxa Livres de Risco no Brasil**. VI SEMEAD. Anais... São Paulo: Universidade de São Paulo. , 2003

TAN, L.; CHIANG, T. C.; MASON, J. R.; NELLING, E. Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 16, n. 1-2, p. 61–77, jan 2008.

TEH, L. L.; DEBONDT, W. F. M. Herding Behavior and Stock Returns: An Exploratory Investigation. **Swiss Journal of Economics and Statistics**, v. 133, n. 2, p. 293–323, 1997.

TREYNOR, J. L.; MAZUY, K. K. Can Mutual Funds Outguess the Market? **Harvard Business Review**, v. 44, p. 131–136, 1966.

TRUEMAN, B. Analyst Forecasts and Herding Behavior. **The Review of Financial Studies**, v. 7, n. 1, p. 97–124, 1994.

TVERSKY, A.; KAHNEMAN, D. Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. **Science, New Series**, v. 185, n. 4157, p. 1124–1131, 27 set 1974.

UMSTEAD, D. A.; BERGSTROM, G. L. Dynamic Estimation of Portfolio Betas. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 14, n. 3, p. 595–614, 1979.

WEI, S.-J.; KIM, J. **The Big Players in the Foreign Exchange Market: Do They Trade on Information or Noise?** . [S.l: s.n.]. Disponível em: <http://www.hks.harvard.edu/var/ezp_site/storage/fckeditor/file/pdfs/centers-programs/centers/cid/publications/faculty/wp/005.pdf>. , 1999

WERMERS, R. Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 2, p. 581–622, 1 abr 1999.

WILCOX, R. Trimming and Winsorization. **Encyclopedia of Biostatistics**. [S.l.]: John Wiley & Sons, Ltd., 2005. p. 1–3.

YOSHINAGA, C. E.; OLIVEIRA, R. F. DE; SILVIERA, A. D. M. DA; BARROS, L. A. B. DE C. Finanças comportamentais: uma introdução e. **REGE Revista de Gestão**, v. 15, n. 3, p. 25–35, 2008.

ZAHARYEVA, I. **Herding toward the market: Evidence from the stock market of Ukraine**. **Kyiv School of Economics**. [S.l: s.n.]. Disponível em: <<http://kse.org.ua/uploads/file/ZAHAREVA.pdf>>. , 2008

ZHENG, D. **Two Essays on Financial Market Behavior: Evidence from International Markets**. [S.l.]: Drexel University, 2010.

ANEXO A

Gráfico 6 - Beta enviesado filtrado ITUB4 (Itaú-Unibanco: Finanças e Seguros)

Gráfico 7 - Beta enviesado filtrado BBAS3 (Banco do Brasil: Finanças e Seguros)

Gráfico 8 - Beta enviesado filtrado BBDC4 (Bradesco: Finanças e Seguros)

Gráfico 9 - Beta enviesado filtrado BRAP4 (Bradespar: Outros)

Gráfico 10 - Beta enviesado filtrado PETR4 (Petrobras: Petróleo e Gás)

Gráfico 11 - Beta enviesado filtrado OGXP3 (OGX Petróleo: Petróleo e Gás)

Gráfico 12 - Beta enviesado filtrado VALE5 (Vale: Mineração)

Gráfico 13 - Beta enviesado filtrado MMXM3 (MMX Mineração: Mineração)

Gráfico 14 - Beta enviesado filtrado PDGR3 (PDG Realty: Construção)

Gráfico 15 - Beta enviesado filtrado CYRE3 (Cyrela Realty: Construção)

Gráfico 16 - Beta enviesado filtrado GFSA3 (Gafisa: Construção)

Gráfico 17 - Beta enviesado filtrado MRVE3 (MRV: Construção)

Gráfico 18 – Beta enviesado filtrado BRML3 (BR Malls: Outros)

Gráfico 19 - Beta enviesado filtrado HYPE3 (Hypermarcas: Outros)

Gráfico 20 – Beta enviesado filtrado SBSP3 (Sabesp: Saneamento)

Gráfico 21 – Beta enviesado filtrado DASA3 (Dasa: Laboratórios)

Gráfico 22 – Beta enviesado filtrado JBSS3 (JBS: Alimentos)

Gráfico 23 – Beta enviesado filtrado MRFG3 (Marfrig: Alimentos)

Gráfico 24 - Beta enviesado filtrado CMIG4 (Cemig: Energia elétrica)

Gráfico 25 - Beta enviesado filtrado LIGT3 (Light: Energia elétrica)

Gráfico 26 - Beta enviesado filtrado LAME4 (Lojas Americanas: Varejo)

Gráfico 27 - Beta enviesado filtrado BTOW3 (B2W: Varejo)

Gráfico 28 - Beta enviesado filtrado FIBR3 (Fibria: Papel e celulose)

Gráfico 29 - Beta enviesado filtrado BRKM5 (Braskem: Química)