

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIENCIAS SOCIAIS E HUMANAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**

**O DESVIO DO PREÇO DOS EXCHANGE-TRADED  
FUNDS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE BASEADA NA  
CORRELAÇÃO LOCAL**

**TESE DE DOUTORADO**

**Bruno Milani**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2015**

**O DESVIO DO PREÇO DOS EXCHANGE-TRADED FUNDS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE BASEADA NA  
CORRELAÇÃO LOCAL**

**Bruno Milani**

Tese apresentada ao curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em  
Administração (PPGA) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) como  
requisito parcial para obtenção do grau de  
**Doutor em Administração**

**Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Ceretta**

**Santa Maria, RS, Brasil**

**2015**

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

MILANI, BRUNO

O DESVIO DO PREÇO DOS EXCHANGE-TRADED FUNDS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE BASEADA NA CORRELAÇÃO LOCAL /  
BRUNO MILANI.-2015.

175 p.; 30cm

Orientador: Paulo Sérgio Ceretta

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Santa  
Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Programa de  
Pós-Graduação em Administração, RS, 2015

1. ETFs 2. Precificação 3. Desvio do Preço 4. Correlação  
Local I. Sérgio Ceretta, Paulo II. Título.



**Universidade Federal de Santa Maria  
Centro de Ciências Sociais e Humanas  
Programa de Pós-Graduação em Administração**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,  
aprova a Tese

**O DESVIO DO PREÇO DOS EXCHANGE-TRADED FUNDS  
BRASILEIROS: UMA ANÁLISE BASEADA NA CORRELAÇÃO  
LOCAL**

elaborada por  
**Bruno Milani**

Como requisito parcial para a obtenção do grau de  
**Doutor em Administração**

**COMISSÃO EXAMINADORA:**

---

**Paulo Sérgio Ceretta, Dr. (UFSM)**  
(Presidente/Orientador)

---

**Examinador 2**

---

**Examinador 3**

---

**Examinador 4**

---

**Examinador 5**

Santa Maria, 18 de setembro de 2015

## **AGRADECIMENTOS**

Ninguém alcança uma grande conquista isoladamente, pois sem as pessoas que nos auxiliam continuamente não teríamos equilíbrio, força e resiliência para suportar as adversidades da vida e persistir até o final de cada jornada. Sendo indubitavelmente injusto com dezenas que poderiam ser citados neste humilde agradecimento, me arriscarei a elencar os nomes de algumas pessoas que foram deveras importantes.

Primeiramente, agradeço a Deus por todas as oportunidades e desafios que tem disposto em minha vida. Agradeço também a meus pais, Elaine e Irini, que sempre me incentivaram a trabalhar e estudar. Também agradeço muito o amor e a paciência da minha amada esposa Giseli. Nossa família é o que temos de mais importante.

Agradeço ao meu orientador, prof. Paulo Ceretta, pela sua paciência e trabalho, cujos frutos resumem-se em 13 artigos publicados em periódicos, 13 artigos apresentados em congressos e 4 artigos em processo de submissão.

Jamais poderia esquecer os meus amigos do coração, que me muito me ajudaram e ofereceram a mão quando precisei, especialmente Valéria Dias, Marcelo Schuster, Juliane da Silva, Cleonir Ryl e Wellington Furtado.

Tenho muito a agradecer às principais instituições onde trabalhei, as quais me apoiaram nesta caminhada: Caixa Econômica Federal, Faculdade Palotina de Santa Maria e Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia Farroupilha.

Agradeço à UFSM pela oportunidade de cursar graduação, mestrado e doutorado de qualidade. Também agradeço à cidade e aos cidadãos de Santa Maria, que me incentivaram e apoiaram no processo de formação acadêmica. À cidade e cidadãos de Erechim e região, onde conheci os valores em que fui criado, tendo me ensinado que a dádiva do progresso tem três fundamentos: Deus, trabalho e conhecimento.

## RESUMO

Tese de Doutorado  
Programa de Pós-Graduação em Administração  
Universidade Federal de Santa Maria

### **O DESVIO DO PREÇO DOS EXCHANGE-TRADED FUNDS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE BASEADA NA CORRELAÇÃO LOCAL**

AUTOR: BRUNO MILANI

ORIENTADOR: PAULO SERGIO CERETTA

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 18 de setembro de 2015

Os *Exchanged Traded Funds* (ETFs) se tornaram um veículo de investimentos amplamente difundido, com características únicas que não foram ainda suficientemente estudadas, especialmente quando se trata de ETFs de mercados emergentes. Além disso, modelos de precificação consolidados não são suficientes para analisar a dinâmica de um tipo de fundo que adiciona uma nova dimensão em relação aos fundos de investimento tradicionais: a variação do preço das quotas, negociadas em bolsa de valores. Assim, os ETFs apresentam cotas precificadas pela oferta e demanda, podendo apresentar consideráveis discrepâncias em relação ao seu valor patrimonial, denominado *Net Asset Value* (NAV). A diferença entre o preço da quota e seu valor patrimonial (ou seus retornos) é denominada pela emergente literatura acerca do tema de desvio de preço, embora ainda existam discrepâncias acerca da sua denominação e conceituação. Alguns estudos como o de Berk e Stanton (2007) apontam que os retornos das cotas podem ser explicados parcialmente por sua própria persistência. Há indícios também que estariam relacionados com uma reação exagerada do mercado, como verificado por Levy e Lieberman (2013) e Milani e Ceretta (2014b). Visando contribuir com a restrita literatura acerca do tema, este trabalho teve como objetivo geral verificar como as variáveis de modelos tradicionais de precificação de fundos de investimento explicam os retornos de ETFs brasileiros e quais as características da correlação local de seu desvio do preço com o retorno do mercado. Após a estimação dos tradicionais modelos de precificação, verificou-se que o retorno dos ETFs é explicado pelos coeficientes de covariância, co-curtose e pelo fator SMB. Ainda, foi verificada a relação entre o retorno de suas quotas e a variação de seu valor patrimonial, revelando que o próprio retorno do mercado afeta o desvio de preço. Entre as diversas contribuições, verificou-se que retornos extremos do mercado afetam o retorno dos ETFs em maior proporção; retornos negativos influenciam mais os ETFs do que retornos positivos; há tendência de que os investidores aloquem recursos em ETFs já superavaliados; um ETF específico apresentou *performance* superior aos demais através de uma exposição maior ao risco sistemático nos momentos de elevação do que nos de queda, além de possivelmente usufruir de ganhos de escala. Os resultados contribuem para a formação da jovem literatura acerca dos ETFs brasileiros, gerando novos questionamentos que poderão ser aproveitados em pesquisas futuras.

**Palavras-Chave:** ETFs, Precificação, Desvio do Preço, Correlação Local

## **ABSTRACT**

Thesis Project  
Programa de Pós-Graduação em Administração  
Universidade Federal de Santa Maria

### **PRICING DEVIATION OF BRAZILIAN EXCHANGE-TRADED FUNDS: A LOCAL CORRELATION-BASED ANALYSIS**

AUTHOR: BRUNO MILANI

ADVISER: PAULO SERGIO CERETTA

Date and place of presentation: Santa Maria, September 18th, 2015

The Exchanged Traded Funds (ETFs) have become a widespread investment vehicle, with unique features that have not been sufficiently studied, especially when it comes to emerging markets ETFs. In addition, consolidated pricing models are not enough to analyze the dynamics of a type of fund that adds a new dimension to a traditional investment funds: a change in the price of shares traded on the stock exchange. Thus, ETFs have shares priced by supply and demand, that may present considerable discrepancies in relation to its book value, called Net Asset Value (NAV). The difference between the price of the share and its book value (or their returns) is called pricing deviation by the emerging literature on the theme, although there are discrepancies about its name and concept. Some studies such as Berk and Stanton (2007) point out that the share returns can be partly explained by its own persistence. There are indications also that it would be related to an exaggerated reaction of the market, as verified by Levy and Lieberman (2013) and Milani and Ceretta (2014b). To contribute to the limited literature on the subject, this study aimed to verify how the variables of traditional models of investment fund pricing explain the Brazilian ETFs returns and which are the characteristics of the local correlation of its price deviation with the return market. After estimating the traditional pricing models, it was found that the return of the ETF is explained by the co-variance and co-kurtosis coefficients and the SMB factor. Still, the relationship between the return of their shares and its book value variation was observed, showing that the market return itself affects the price variation. Among the various contributions, it was found that extreme market returns affect the return of the ETF to a greater extent; negative market returns are more influent than positive returns; there is a tendency that investors allocate funds in ETFs already overstated; a specific ETF showed superior performance to others through greater exposure to systematic risk in times of elevation than in the fall, and possibly taking advantage of economy of scale. The results contribute to the formation of the young literature on the Brazilian ETFs, generating new questions that can be leveraged in future research.

**KeyWords:** ETFs, Pricing, Pricing Deviation, Local Correlation



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Ilustração 1	Relação entre risco e retorno apresentada por Markowitz.....	31
Ilustração 2	Portfólio Ótimo de Lintner.....	33
Ilustração 3	Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço A e o retorno do Mercado para os ETFs 1 a 6, estimada pela Equação [72].....	146
Ilustração 4	Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço A e o retorno do Mercado, para os ETFs 7 a 9, estimada pela Equação [72].....	147
Ilustração 5	Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço E e o retorno do Mercado, para os ETFs 1 a 6, estimada pela Equação [72].....	150
Ilustração 6	Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço E e o retorno do Mercado, para os ETFs 7 a 9, estimada pela Equação [72].....	151

## LISTA DE REDUÇÕES

ADR	American Depositary Receipts
AMEX	American Stock Exchange
ANBIMA	Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais
ANDIMA	Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro
APT	Arbitrage Pricing Theory
ARCH	Auto-regressive conditional heteroskedaticity
ASPI	Adjusted for skewness performance index
BCB	Banco Central do Brasil
BM&FBOVESPA	Bolsa de Mercadorias e Futuros Bovespa
BE/ME	Relação entre valor contábil e valor de mercado
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CC	Cidadania Corporativa
C-CAPM	Consumption-based CAPM
CDB	Certificado de depósito bancário
CDI	Certificado de depósito interbancário
CEF	Closed End Fund
CRSP	Center for Research in Security Prices
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
DEA	Análise de Envoltório de Dados
DJIA	Dow Jones Industrial Average
DJSI	Dow Jones Sustainability Index
DJW	Dow Jones
EHM	Efficient Market Hypothesis
EM	Ética nos negócios
ESI	Environmental Sustainability Index
ETF	Exchange-Traded Fund
GARCH	Generalized auto-regressive conditional heteroskedaticity
GS	Gerência de Stakeholders
HML	High minus Low;
I/A	Investment on Assets
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBrA	Índice Brasil Amplo
IBrX	Índice Brasil
IBrX 50	Índice Brasil 50
IDA	Índice de Debêntures ANBIMA
IDIV	Índice Dividendos
IDKA	Índice de Duração Constante ANBIMA
IGC	Índice de Ações com Governança Corporativa Diferenciada
IGCT	Índice de Ações com Governança Corporativa Diferenciada Trade
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor
ISE	Índice de Sustentabilidade Empresarial
ITAG	Índice de Ações com Tag Along Diferenciado
LIBOR	London Interbank Offered Rate
MLCX	Índice Mid-Large Cap

MSCI	Morgan Stanley Capital International
NYSE	New York Stock Exchange
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NAV	Net Asset Value (Valor Patrimonial)
NI/CFO	Net Income / Cash flow from operating activities
OLS	Ordinary Least Squares (Mínimos Quadrados Ordinários)
PD	Pricing Deviation (Desvio do Preço)
PL	Patrimônio Líquido
PRIYR	Past return 1 year (Momento)
REIT	Real Estate Investment Trust
ROA	Return on Asset (Retorno do Ativo)
RSC	Responsabilidade Social Corporativa
SER	Responsabilidade Social Empresarial
SMB	Small minus Big;
SMLL	Índice Small Cap
SUS	Sustentabilidade
VaR	Value at Risk
VEC	Vector Error Correction (Vetor de Correção de Erros)

## LISTA DE EQUAÇÕES

Equação [01]	Cálculo do Retorno.....	024
Equação [02]	Retorno esperado do portfólio p para Markowitz (1952).....	030
Equação [03]	Variância do Portfólio p para Markowitz (1952).....	030
Equação [04]	Retorno esperado do portfólio p para Markowitz (1952).....	032
Equação [05]	Coeficiente angular do modelo de precificação de Lintner (1965)	032
Equação [06]	Modelo de precificação de Sharpe (1966).....	034
Equação [07]	Modelo de precificação de Sharpe (1966).....	034
Equação [08]	Coeficiente Beta de Treynor (1965).....	036
Equação [09]	CAPM sem coeficiente linear.....	036
Equação [10]	CAPM de Jensen (1967).....	037
Equação [11]	ICAPM de Merton (1973).....	039
Equação [12]	ICAPM de Bekaert e Harvey (1995).....	039
Equação [13]	Preço esperado.....	046
Equação [14]	Ganho Esperado.....	046
Equação [15]	Ganho Esperado.....	046
Equação [16]	Ganho Esperado.....	046
Equação [17]	Ganho Esperado.....	046
Equação [18]	Preço Esperado.....	047
Equação [19]	Preço Esperado.....	047
Equação [20]	Retorno Esperado.....	047
Equação [22]	Fator SMB.....	058
Equação [23]	Fator HML.....	058
Equação [24]	Modelo de três fatores de Fama e French (1993).....	058
Equação [25]	Modelo de quatro fatores de Carhart (1997).....	061
Equação [26]	Primeiro Momento.....	063
Equação [27]	Primeiro Momento aplicado aos fundos de investimento.....	064
Equação [28]	Primeiro e Segundo Momentos.....	064
Equação [29]	Primeiro e Segundo Momentos aplicado aos fundos de investimento.....	065
Equação [30]	Primeiro, segundo e terceiro momentos.....	065
Equação [31]	Primeiro, segundo e terceiro momentos aplicados aos fundos de investimento.....	065
Equação [32]	APT de Ross (1976) .....	073
Equação [33]	Retorno esperado de um ativo, para Ross (1976).....	073
Equação [34]	Inflação Inesperada para Chen, Roll e Ross (1986).....	074
Equação [35]	Inflação esperada por Chen, Roll e Ross (1986).....	074
Equação [36]	Mudança na inflação esperada, para Chen, Roll e Ross (1986).....	074
Equação [37]	Prêmio pelo risco, para Chen, Roll e Ross (1986).....	074
Equação [38]	Estrutura a Termo, para Chen, Roll e Ross (1986).....	074
Equação [39]	Modelo APT de Chen, Roll e Ross (1986).....	075
Equação [40]	Inflação Inesperada para Schor, Bonomo e Pereira (2002).....	075
Equação [41]	Prêmio pelo Risco para Schor, Bonomo e Pereira (2002).....	076
Equação [42]	Desvio do Preço.....	094
Equação [43]	Desvio do Preço.....	095
Equação [44]	Desvio do Preço.....	095
Equação [45]	Desvio do Preço.....	095

Equação [46]	Desvio do Preço.....	097
Equação [47]	Precificação dos ETFs.....	098
Equação [48]	<i>Tracking Error</i> .....	098
Equação [49]	<i>Reward Tracking Error</i> .....	099
Equação [50]	<i>Tracking Error</i> .....	100
Equação [51]	<i>Tracking Error</i> .....	100
Equação [52]	<i>Tracking Error</i> .....	101
Equação [53]	<i>Tracking Error</i> Cointegrado.....	101
Equação [54]	<i>Tracking Error</i> Cointegrado.....	101
Equação [55]	<i>Tracking Error</i> Cointegrado.....	101
Equação [56]	Desvio do Preço.....	103
Equação [57]	Desvio do Preço Cointegrado.....	103
Equação [58]	<i>Tracking Error</i> alavancado.....	104
Equação [59]	Precificação dos ETFs.....	105
Equação [60]	<i>Tracking Error</i> .....	106
Equação [61]	CAPM aplicado aos ETFs.....	110
Equação [62]	CAPM com momentos superiores aplicado aos ETFs.....	110
Equação [63]	Fator PR1YR (Momento) de Carhart (1997).....	111
Equação [64]	Modelo de Quatro Fatores de Carhart aplicado aos ETFs brasileiros.....	111
Equação [65]	Medida Proposta de Prêmio pelo Risco, com base em Chen, Roll e Ross (1986) .....	112
Equação [66]	Medida Proposta para a Estrutura a Termo, com base em Chen, Roll e Ross (1986) .....	112
Equação [67]	Medida Proposta de Inflação Inesperada, com base em Chen, Roll e Ross (1986) .....	113
Equação [68]	Modelo APT proposto.....	113
Equação [69]	Medida Proposta de Desvio do Preço.....	114
Equação [70]	Modelo híbrido de Precificação Proposto e Medida Alternativa de Desvio do Preço.....	115
Equação [71]	Correlação Local.....	116
Equação [72]	Correlação Local.....	116

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Testes de Estacionaridade ADF-GLS, KPSS e Phillips-Perron.....	125
Tabela 2	Estatísticas Descritivas.....	127
Tabela 3	Coefficientes estimados pelo CAPM, especificados na Equação [10].....	130
Tabela 4	Coefficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, especificados na Equação [31], para os ETFs 1 a 5.....	131
Tabela 5	Coefficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, especificados na Equação [31], para os ETFs 6 a 9.....	132
Tabela 6	Coefficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, especificado na Equação [25], para os ETFs de 1 a 5.....	135
Tabela 7	Coefficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, especificado na Equação [25], para os ETFs 6 a 9.....	136
Tabela 8	Coefficientes estimados pelo modelo APT, especificado na Equação [68], para os ETFs 1 a 5.....	138
Tabela 9	Coefficientes estimados pelo modelo APT, especificado na Equação [68], para os ETFs 6 a 9.....	139
Tabela 10	Coefficientes estimados pela Equação [70], para os ETFs 1 a 5.....	141
Tabela 11	Coefficientes estimados pela Equação [70], para os ETFs 6 a 9.....	142
Tabela 12	Coefficientes estimados pela Equação [69], para os ETFs 1 a 9.....	144







## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>15</b>
<b>1.1</b> Problema de Pesquisa.....	<b>17</b>
<b>1.2</b> Objetivos.....	<b>17</b>
1.2.1 Objetivo Geral.....	17
1.2.2 Objetivos Específicos.....	17
<b>1.3</b> Justificativa e Relevância do Estudo.....	<b>18</b>
<b>1.4</b> Estrutura do Trabalho.....	<b>19</b>
<b>2</b> CONCEITOS FUNDAMENTAIS.....	<b>21</b>
<b>2.1</b> Os fundos de investimento tradicionais e sua gestão.....	<b>21</b>
<b>2.2</b> Os Exchange-Traded Funds.....	<b>22</b>
<b>2.3</b> Risco e retorno.....	<b>24</b>
<b>2.4</b> Os <i>benchmarks</i> .....	<b>26</b>
<b>3</b> REFERENCIAL TEORICO.....	<b>29</b>
<b>3.1</b> Evolução histórica do CAPM.....	<b>29</b>
<b>3.2</b> Eficiência de Mercado.....	<b>40</b>
<b>3.3</b> Modelos complementares ao CAPM.....	<b>55</b>
3.3.1 O Modelo de Três Fatores.....	56
3.3.2 2 O Modelo de Quatro Fatores.....	61
3.3.3 Modelos de Precificação Incorporando Momentos Superiores.....	63
3.3.4 Resultados de estudos anteriores com base nos modelos que incorporam momentos superiores.....	65
3.3.5 O Modelo de Precificação de Arbitragem.....	71
3.3.6 Estudos anteriores com modelos APT.....	75
<b>3.4</b> Outros Efeitos Conhecidos.....	<b>78</b>
3.4.1 A Influência do tamanho do patrimônio líquido.....	79
3.4.2 A Responsabilidade Social Empresarial.....	85
3.4.2.1 Teoria dos <i>stakeholders</i> x teoria dos <i>shareholders</i> .....	85
3.4.2.2 Gestão sustentável, performance e precificação.....	87
<b>3.5</b> Estudos anteriores no contexto dos ETFs.....	<b>93</b>
<b>4</b> MÉTODO E DADOS.....	<b>109</b>
<b>4.1</b> Modelos de Precificação.....	<b>110</b>
<b>4.2</b> Definições acerca do Desvio do Preço, <i>Tracking Error</i> e <i>Performance</i> .....	<b>114</b>
<b>4.3</b> Análise do Desvio do Preço.....	<b>115</b>
<b>4.4</b> O método da Correlação Local.....	<b>116</b>
<b>4.5</b> Obtenção e Análise dos Dados.....	<b>117</b>
<b>4.6</b> Construção das Variáveis.....	<b>118</b>
4.6.1 Construção das variáveis necessárias para estimação do CAPM e CAPM com momentos superiores.....	118
4.6.2 Construção das variáveis necessárias para o Modelo de Quatro Fatores.....	119
4.6.3 Construção das variáveis necessárias para o Modelo APT.....	124
4.6.4 Construção das variáveis necessárias para a estimação da Equação [69].....	124
<b>5</b> RESULTADOS.....	<b>125</b>
<b>5.1</b> Testes de Estacionaridade.....	<b>125</b>
<b>5.2</b> Estatísticas Descritivas e Índice de Sharpe.....	<b>126</b>
<b>5.3</b> Estimação do CAPM e modelos complementares.....	<b>129</b>
<b>5.4</b> Estimação do desvio de preço conforme Equação [69].....	<b>143</b>
<b>5.5</b> Estimação da Correlação Local entre o desvio do preço dos ETFs e o retorno do Ibovespa.....	<b>145</b>
<b>6</b> CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	<b>155</b>
REFERÊNCIAS.....	161



## INTRODUÇÃO

Os *Exchanged Traded Funds* (ETFs) se tornaram um veículo de investimentos amplamente difundido, com características únicas que não foram ainda suficientemente estudadas, especialmente quando se trata de ETFs de mercados emergentes. Além disso, modelos de precificação consolidados não são suficientes para analisar a dinâmica de um tipo de fundo que adiciona uma nova dimensão em relação aos fundos de investimento tradicionais: a variação do preço das quotas, negociadas em bolsa de valores.

O tradicional *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965), Treynor (1965) e Mossin (1966) é baseado na relação entre risco e retorno, delineada por Markowitz (1952). Jensen (1967) aplicou o CAPM à análise de desempenho de fundos de investimentos, calculando quanto o fundo depende do risco sistemático (coeficiente angular Beta), quanto é devido à habilidade do gestor (coeficiente linear Alfa) e quanto advém do risco idiossincrático (residual). A discussão iniciada por Jensen (1967) tornou-se um marco na análise de fundos de investimento, dando origem a estudos sobre tipos de gestão, *benchmarks* e estendendo-se a outros produtos do mercado financeiro com características de carteira de investimentos.

Posteriormente, diversos modelos complementares emergiram para melhorar a precificação dos fundos de investimento, como os modelos que incorporam os momentos superiores propostos por Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977) e Ang e Chua (1979), o modelo *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976) e Chen, Roll e Ross (1986), o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Verificou-se grande interesse também no impacto do efeito tamanho e, mais recentemente, das variáveis ligadas à sustentabilidade.

Embora a discussão tradicional acerca de *performance* e precificação remonte aos fundos de investimento, o surgimento de produtos similares/derivados permitiu que os modelos fossem aplicados em novos contextos, a exemplo dos *Closed-End Funds* (CEFs), *Real Estate Investment Trusts* (REITs) e ETFs. Os ETFs apresentam diferenças consideráveis em relação aos fundos de investimentos tradicionais, sendo a principal delas o fato de que possuem cotas negociadas em bolsa de valores. Assim, os investidores enfrentam o problema de que o preço das quotas (*Share Price*) é diferente do seu valor patrimonial (*Net Asset Value* – NAV), uma característica diferenciada deste tipo de investimento.

Não há muitos estudos acerca da relação entre o preço da quota dos ETFs, seu valor patrimonial e sua relação com o retorno do mercado. Uma revisão concisa de novos desenvolvimentos foi providenciada por Charupat e Miu (2012), que identificaram três vertentes da literatura: (a) a eficiência da precificação dos ETFs (o quão perto o valor da quota dos ETFs está do seu valor líquido); (b) o desempenho dos ETFs (o quão bem-sucedidos são no alcance de seus objetivos, mensurando a diferença entre o retorno do valor líquido e o *benchmark*); (c) o efeito da negociação dos ETFs nos ativos que eles detêm. Os ETFs de mercados emergentes têm recebido ainda menos atenção, embora estejam se tornando gradativamente mais importantes para os investidores, devido às suas economias em rápida expansão.

Os ETFs brasileiros foram criados em janeiro de 2002 pela instrução nº 359 da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), uma instituição governamental que regula o mercado financeiro brasileiro. Assim como os ETFs internacionais, eles devem seguir um índice de referência (*benchmark*), comumente o índice Ibovespa, que representa o mercado brasileiro. No entanto, diferentemente dos ETFs estadunidenses, eles não pagam dividendos aos seus cotistas, pois reinvestem os ganhos na sua própria carteira.

No mercado brasileiro, os ETFs representam uma das poucas modalidades de fundos de investimento que podem negociar cotas em bolsa de valores, diferentemente de mercados como os Estados Unidos, onde este recurso está disponível para outros tipos de fundos, como os CEFs, os REITS, entre outros. O único tipo de fundo de investimento que possui cotas negociadas na Bovespa em quantidade significativa, além dos ETFs, são os fundos Imobiliários.

A diferença entre o preço da quota e o NAV (ou seus retornos) é denominada pela emergente literatura acerca do tema de desvio de preço, embora ainda existam discrepâncias acerca da sua denominação e conceituação. Outro conceito importante relacionado ao problema em questão é o do *tracking error*, que pode ser definido simplificadaamente como o erro entre o retorno do ETF e o retorno do *benchmark* que ele visa replicar, resultante da dificuldade do gestor em construir uma carteira que se assemelhe ao *benchmark* (Charupat e Miu, 2012).

Alguns estudos como o de Berk e Stanton (2007) apontam que os retornos das cotas podem ser explicados parcialmente por sua própria persistência. Há indícios também que estariam relacionados com uma reação exagerada do mercado, como verificado por Levy e Lieberman (2013) e Milani e Ceretta (2014b). Ainda que diversos avanços tenham acontecido, o desvio de preço ainda não foi satisfatoriamente analisado pela literatura atual,

de forma que este tipo de fundo continua desafiando modelos convencionais de precificação, os quais são insuficientes para a análise de sua *performance* ou para a explicação do desvio do preço.

### 1.1 Problema de Pesquisa

Para contribuir com a elucidação das lacunas supra-citadas, o presente estudo visa responder a seguinte questão: “Como as variáveis de modelos tradicionais de precificação de fundos de investimento explicam os retornos de ETFs brasileiros e quais as características da correlação local de seu desvio do preço com o retorno do mercado?”. A fim de alcançar a resposta do problema de pesquisa, a seção 1.1 enumera os objetivos deste trabalho.

### 1.2 Objetivos

#### 1.2.1 Objetivo Geral

Este trabalho tem como objetivo geral verificar como as variáveis de modelos tradicionais de precificação de fundos de investimento explicam os retornos de ETFs brasileiros e quais as características da correlação local de seu desvio do preço com o retorno do mercado.

#### 1.2.2 Objetivos Específicos

1. Verificar quais variáveis afetam o retorno das cotas dos ETFs através dos modelos referenciados;
2. Com base no marco teórico, propor medidas aprimoradas para a análise do desvio do preço e estimá-las no contexto dos ETFs
3. Analisar o desvio de preço dos ETFs, verificando sua correlação com o retorno do mercado.

### 1.3 Justificativa e relevância do estudo

Este estudo se justifica pela necessidade de expansão do conhecimento acerca dos ETFs brasileiros, tanto no meio acadêmico quanto para investidores e gestores. Os ETFs são um veículo de investimento recente, que ainda não apresenta uma teoria consolidada. Especificamente, ETFs de mercados emergentes tem recebido ainda menos atenção. Dessa forma, um discernimento mais aprimorado sobre eles e seu desvio de preço contribuirá para a ciência e para a teoria financeira. Também contribuirá com investidores e gestores, os quais precisam enfrentar as dificuldades de precificação típicas dos ETFs.

De maneira mais específica, os modelos tradicionais de precificação serão estimados, como CAPM, APT, Momentos Superiores e Quatro Fatores, aplicando-os ao universo dos ETFs e verificando as variáveis que mais lhes afetam o retorno dos ETFs, bem como sua própria eficácia dos modelos. Ainda, todas as variáveis dos principais modelos de precificação serão inseridas como independentes em um modelo híbrido, estima via regressão *stepwise*, complementando a estimação dos modelos supra-citados. Esta parte do estudo contribuirá com o desenvolvimento da literatura acerca dos ETFs e dos modelos de precificação.

Outra contribuição importante deste estudo é a pesquisa acerca da relação entre o valor das quotas dos ETFs, seu valor patrimonial e o índice de mercado. Ainda não há consenso acerca dos modelos aplicáveis à relação entre estas variáveis, bem como os conceitos de desvio de preço, *performance* e *tracking error*. Neste sentido, a seção 2.6 contribuirá com esta discussão, realizando um levantamento dos principais modelos utilizados e os resultados de sua aplicação, novamente contribuindo com a literatura existente acerca do tema.

Por fim, a última parte do estudo consiste na análise do desvio do preço e sua relação com as oscilações do mercado, tema largamente ignorado na literatura. O desvio de precificação já foi alvo de muitos estudos, principalmente relacionados à eficiência de mercado, mas esta discussão ainda é carente no universo dos ETFs. A relação entre o desvio do preço e o retorno do mercado e, por exemplo, o questionamento de que o primeiro é uma reação exagerada ao segundo, ainda não formaram uma literatura consistente.

Portanto, este estudo é de interesse acadêmico, principalmente no que tange a aplicabilidade de modelos de precificação, porém é também de interesse prático, pois o desvio de preço pode afetar consideravelmente o retorno dos investidores. A seção 1.4 apresentará a estrutura do trabalho.

#### 1.4 Estrutura do Trabalho

Este estudo estrutura-se em seis capítulos principais. O primeiro visa introduzir o tema, o problema, os objetivos e a justificativa do estudo, inserindo o leitor no universo a ser estudado. O capítulo 2 abordará o marco teórico que baseia as análises e discussões realizadas. O capítulo 3 apresentará os principais estudos anteriores acerca dos modelos de precificação fundos de investimentos tradicionais e ETFs. O capítulo 4 delineará os procedimentos metodológicos, o tipo de pesquisa e os dados a serem utilizados. Em seguida, o capítulo 5 apresentará os resultados auferidos a partir dos modelos estimados. Por fim,

capítulo 6 tece as considerações finais, ressaltando as principais implicações teóricas e práticas do trabalho.





## 2 CONCEITOS FUNDAMENTAIS

O mercado brasileiro apresenta particularidades, em função da legislação, da normatização da CVM e da auto-regulação da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA). Esta seção visa apresentar alguns conceitos essenciais para a compreensão dos fundos de investimento brasileiros, especialmente os *Exchange-Traded Funds*, tema deste estudo. Também serão discutidos aspectos fundamentais para as análises posteriores, como o cálculo do retorno, tipos de gestão de fundos e o uso de *benchmarks* e do ativo livre de risco.

Obviamente, esta seção não tem a pretensão de explorar em profundidade os temas que permeiam as práticas dos fundos de investimento e ETFs, mas apenas contextualizar o leitor, para facilitar a compreensão dos tópicos que serão abordados nas seções posteriores. Neste sentido, a seção 2.1 apresentará as características básicas dos fundos de investimentos tradicionais e seus tipos de gestão.

### 2.1 Os fundos de investimento tradicionais e sua gestão

Oliveira e Pacheco (2010, p. 187) conceituam os fundos de investimento como uma concentração de recursos na forma de um condomínio, aberto ou fechado, que objetiva o investimento em títulos e valores mobiliários ou qualquer ativo disponível no mercado financeiro. Fortuna (2008, p. 471) reforça que a ideia de aplicação em conjunto é o segredo dos fundos, pois embora seja possível o resgate a qualquer momento, nem todos investidores o farão ao mesmo tempo, permitindo o alongamento de prazos para os investimentos do fundo. Ou seja, dado que sempre há entrada de recursos, estes podem cobrir total ou parcialmente as saídas, fazendo com que o fundo não precise negociar uma grande parcela de seus ativos com muita frequência.

Outras características dos fundos de investimento, de acordo com Oliveira e Pacheco (2010, p. 187), são a possibilidade da terceirização da decisão do investimento e a oferta de perfis diferenciados. Os fundos de investimento cobram uma taxa de administração como pagamento pelos seus serviços de gestão, a qual, segundo Oliveira e Pacheco (2010, p. 212), é provisionada diariamente, sendo deduzida do patrimônio do fundo. Também é comum a cobrança de uma taxa ou bônus de *performance* na forma de um percentual sobre o ganho que o fundo obtiver sobre um determinado índice previamente pactuado.

Quanto à forma de gestão, Fortuna (2008, p. 472) define duas modalidades de gestão: ativa e passiva. Os fundos de gestão passiva buscam replicar a rentabilidade de um índice ou indexador de largo uso e que funcione como uma referência (*benchmark*), como, por exemplo, o Índice Bovespa (Ibovespa) ou o Índice Brasil (IBrX). A gestão dos fundos passivos procura reduzir os dispêndios com corretagem, montando uma carteira eficiente, ajustada periodicamente. Dessa forma, o rendimento bruto não é corroído. Já os fundos de gestão ativa buscam superar a média de retorno do mercado, selecionando as melhores oportunidades de aplicação existentes entre as alternativas existentes no mercado financeiro. São preponderantemente *Day-traders* que especulam oportunidades de ganhos imediatos, buscando ativos mal precificados.

Christopherson, Cariño e Ferson (2009, p. 4) apontam que a dicotomia entre gestão ativa e passiva foi uma das primeiras questões enfrentadas pelos modernos investidores. Ao comprar ativos financeiros em uma estratégia de gestão ativa, o gestor baseia sua decisão em uma informação que considera privilegiada, ao passo que na gestão passiva busca-se a posse de uma parcela de um índice de mercado, considerando que não há disponibilidade de informações diferenciadas acerca de qualquer ativo.

## 2.2 Os Exchange-Traded Funds

Os ETFs são um tipo de Fundo de Investimento que surgiu no Brasil através da instrução da CVM nº 359 de 22 de janeiro de 2002, sendo também denominado formalmente de Fundo de Índice. O ETF, segundo Oliveira e Pacheco (2010, p.187) é constituído sob a forma de condomínio aberto, representando uma comunhão de recursos destinada a aplicação em carteira de títulos e valores mobiliários que vise refletir, por prazo indeterminado, as variações e a rentabilidade de um índice de referência (*benchmark*), que pode ser o Ibovespa ou o IBrX, por exemplo. Os ETFs terão em sua carteira todas as ações que compõem a carteira teórica do índice que seguem. Isto permite ao investidor que deseja montar uma carteira passiva optar por comprar uma cota do ETF, diversificando o investimento sem a necessidade de adquirir as ações individualmente.

Mais precisamente, a CVM define que 95% do patrimônio líquido do ETF seja aplicado em valores mobiliários na proporção em que eles compõem o índice de referência, para que possam refletir a rentabilidade e variação de tal índice. Os recursos restantes podem ser investidos em:

- a) Títulos públicos de emissão do Tesouro Nacional ou do Banco Central do Brasil;

- b) Títulos de Renda Fixa de emissão de instituições financeiras;
- c) Cotas de Fundos de Investimento de Renda Fixa;
- d) Operações compromissadas;
- e) Operações com derivativos exclusivamente para a administração dos riscos inerentes à carteira do fundo ou dos valores mobiliários que a integrem;

Ainda segundo Oliveira e Pacheco (2010, p. 245), os ETFs diferenciam-se dos fundos de investimento tradicionais por terem cotas negociadas no mercado secundário, ou seja, em bolsa de valores. Fortuna (2008, p. 529) chama a atenção para o fato de que o valor patrimonial da cota do ETF é resultante da divisão do valor do patrimônio líquido do fundo pelo número de cotas existentes no encerramento do dia. Já as cotas dos ETFs tem seu valor de mercado determinado pela oferta e demanda, podendo ser objeto de empréstimo e garantia, tal qual acontece com as ações.

Nesse sentido, Fortuna (2008, p. 530) acrescenta que os ETFs podem cobrar, além da taxa de administração, taxas de ingresso e resgate, sendo vedada a cobrança de taxas de *performance*.

Um breve histórico da formação dos ETFs no contexto estadunidense é provido por Abner (2010, p. 59), o qual verifica que a história dos ETFs remonta os *Closed-End Funds* (CEFs), sendo os primeiros o resultado de uma ramificação dos segundos. O primeiro CEF, *Boston Personal Property Trust*, criado em 1893, abriu o espaço para a discussão acerca da diferença entre o valor de mercado e o valor patrimonial dos fundos. A principal semelhança entre ETFs e CEFs é o fato de que ambos podem ser negociados durante o pregão, fornecendo liquidez. Sua principal diferença é que os ETFs estadunidenses podem ter suas cotas liquidadas, fazendo com que o proprietário receba o valor do seu patrimônio líquido, gerando oportunidades para arbitragem, caso o valor de mercado do ETF esteja abaixo do seu valor patrimonial. De maneira semelhante, os REITs também tem cotas negociadas no mercado secundário, apresentando certa dificuldade de precificação, conforme foi verificado por Milani e Ceretta (2013a) e Milani e Ceretta (2015a).

Abner (2010, p. 6) argumenta que embora os ETFs tenham surgido como uma forma de investimento fundamentalmente passiva, na atualidade observa-se o surgimento de ETFs com características de gestão ativa, abrindo um novo caminho para os investidores. De uma maneira simplificada, isto habilita os gestores de ETFs a tentar superar o mercado, assim como os tradicionais fundos de investimento de gestão ativa.

Entre os primeiros ETFs a utilizar a gestão ativa estavam os que buscavam replicar um *benchmark*, mas que não tinham condições de formar uma carteira exatamente como uma fração do índice que serve como *benchmark*. Abner (2010, p. 6) ainda lembra que o índice que os ETFs devem seguir pode ser um multiplicador de um índice pré-existente, tipicamente um *benchmark*, de forma que a gestão ativa pode ter o objetivo de alcançar a rentabilidade deste multiplicador.

Embora o patrimônio de um ETF deva ser uma fração proporcional do seu *benchmark*, Abner (2010, p. 9) ressalta que alguns critérios de liquidez mínima precisam ser respeitados. Operacionalizar a compra de todas as ações que compõem o índice pode ser uma alternativa custosa para o ETF, tanto do ponto de vista da gestão quanto da liquidez, de forma que muitas vezes um ETF pode ser composto por uma fração ótima das ações que compõem um *benchmark*, mas que não necessariamente seja exatamente proporcional. Uma carteira que replique bem o seu *benchmark* apresentará o mínimo *tracking error*.

A relação entre o retorno do fundo e o seu benchmark leva à discussão da relação risco-retorno, iniciada na seção 2.3.

### 2.3 Risco e retorno

Após perceber uma oscilação patrimonial positiva, um questionamento vem à tona: o retorno obtido compensa o risco incorrido? Afinal, se o investidor quer obter um retorno maior que o retorno do ativo livre de risco, precisa investir em empresas cujo retorno é incerto. Juntos, risco e retorno compõem as duas dimensões da *performance* do investimento.

A mensuração do retorno é simples. Bodie, Kane e Marcus (2003, p. 66) definem que a taxa de retorno de ativos de risco é calculada pela fórmula representada pela Equação [01].

$$r_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + DIV_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad [01]$$

Na equação [01],  $P_{i,t}$ , é o preço do ativo  $i$  no período  $t$  (preço final do ativo);  $P_{i,t-1}$  é o preço de um ativo  $i$  no período  $t-1$  (preço inicial de um ativo);  $DIV_{i,t}$  representa os dividendos pagos pelo ativo  $i$  no período  $t$ ;  $r_{i,t}$  é o retorno do ativo  $i$  no período  $t$ .

Brooks (2008, p. 7) comenta que pesquisadores frequentemente omitem a soma dos dividendos, o que pode acarretar imprecisões. Os dividendos não são problemas no estudo dos fundos de investimento, pois o retorno de um fundo já agrega os ganhos com os dividendos obtidos pelos ativos que compõe o portfólio do fundo.

O cálculo do retorno dos ETFs está associado às variações nos valores de suas cotas e do seu patrimônio líquido. É possível distinguir duas formas básicas de retorno: retorno da

cota ( $r_{ETF,t}$ ) e retorno patrimonial ( $r_{NAV,t}$ ). O primeiro é devido à variação do valor das cotas negociadas no mercado secundário e o segundo, à oscilação do seu valor patrimonial. No caso dos fundos de investimento tradicionais, o aumento do valor dos ativos pertencentes a um fundo faz com que o valor de suas cotas aumente, em um processo denominado Marcação a Mercado (FORTUNA, 2008, p. 545). Logo, o cálculo do retorno dos fundos de investimento se dará simplesmente pela variação do valor de suas cotas, de maneira mais simples que os ETFs, que apresentam uma dimensão a mais.

Ao contrário do retorno, definir risco não é uma tarefa fácil, pois não há consenso no meio acadêmico, tendo em vista o amplo conjunto de entendimentos acerca do assunto e a abstração que o envolve. Em um contexto amplo, Trimpop (1994) define risco como qualquer decisão consciente ou inconscientemente tomada, considerando-se a percepção da incerteza quanto aos seus resultados e/ou sobre seus possíveis custos ou benefícios para o desenvolvimento físico, econômico ou psicossocial ou bem estar de si próprio ou a outrem.

Com um enfoque no mercado financeiro, Bodie, Kane e Marcus (2003, p. 258) distinguem incerteza e risco. Incerteza existe sempre e refere-se ao não saber ao certo o que vai ocorrer no futuro. Risco é a incerteza que tem probabilidade de ser prejudicial ao bem-estar das pessoas. Bodie, Kane e Marcus (2003, p. 163) argumentam que a presença de risco indica que mais de um resultado é possível. Ou seja, só não existe risco quando o retorno futuro é conhecido.

Risco, para Gastineau e Kritzman (2000), é a exposição a mudanças incertas, ou adversas. Na maioria dos mercados, o desvio-padrão dos retornos é a medida genérica de risco, mas os gestores de ativos cada vez mais acrescentam outras medidas estatísticas, como assimetria e curtose, a um perfil de risco ou, melhor ainda, consideram toda a distribuição de probabilidades dos retornos e o custo máximo de acontecimentos adversos.

O CAPM admite dois tipos de risco: (i) o risco da carteira, que pode ser minimizado através da diversificação eficiente e (ii) o risco sistemático, ou risco de mercado, ao qual o portfólio está submetido e que é exógeno à gestão do fundo, ou seja, não depende do comportamento do gestor. O risco da carteira pode também ser denominado risco diversificável ou risco idiossincrático, sendo o erro da regressão do CAPM um indicativo seu. O coeficiente Beta determina o grau de exposição ao risco sistemático. O CAPM será discutido em detalhes na seção 3.1.

Medidas de dispersão são indicadores interessantes de risco, aplicáveis tanto ao retorno das cotas de ETFs quanto ao retorno patrimonial, além do desvio do preço e *tracking*

*error*. Entre elas, destaca-se os tradicionalmente utilizados desvio-padrão e variância: quanto maior for a variabilidade, mais arriscado é considerado o investimento. No universo dos fundos de investimento e dos ETFs, o risco pode ainda estar associado ao desvio do preço de forma que o valor da cota não reflita o valor patrimonial.

Sendo assim, a análise da relação entre risco e retorno constitui fator fundamental para as decisões de alocações de recursos, por parte do investidor. Silveira e Milani (2014) ao verificar as diferenças de *performance* entre fundos de investimentos e ETFs brasileiros sobreviventes e não sobreviventes concluíram que os fundos que não sobrevivem frequentemente apresenta *performance* superior aos que sobrevivem. A diferença entre os dois grupos reside no fato que os não-sobreviventes assumem riscos maiores, evidenciando a aversão ao risco do investidor brasileiro.

Considerando que o *benchmark* utilizado influencia a percepção de risco, a seção 2.4 traz informações básicas acerca dos benchmarks comumente utilizados no Brasil.

#### 2.4 Os *benchmarks*

A escolha de ativos que compõem o fundo de investimento ou ETF está condicionada às normas da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e ao prospecto do próprio ETF. Em geral, os fundos balizam sua política de investimento baseando-se em um dos índices da bolsa de valores, os quais servem de *benchmark* para o mercado financeiro.

No contexto nacional, o principal *benchmark* é o Índice Bovespa (Ibovespa). Sua relevância advém do fato de retratar o comportamento dos principais papéis negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros Bovespa (BM&FBOVESPA) e também de sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968 (FORTUNA, 2008, p. 622). Consiste em valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968 (valor-base: 100 pontos), a partir de uma aplicação hipotética. Supõe-se não ter sido efetuado nenhum investimento adicional desde então, considerando-se somente os ajustes efetuados em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras (tais como re-inversão de dividendos recebidos e do valor apurado com a venda de direitos de subscrição, e manutenção em carteira das ações recebidas em bonificação). Dessa forma, o índice reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes. A finalidade básica desse índice é servir como indicador médio do comportamento do mercado. Para tanto,

sua composição procura se aproximar o máximo possível da real configuração das negociações à vista na BM&FBOVESPA.

Além do Ibovespa existem outros índices, com objetivos diversos, que vão desde a representação de uma carteira setorial, passando por carteiras com ações de empresas de tamanho específico a indicadores de sustentabilidade. Entre os principais índices, pode-se citar:

- a) Índice Brasil – IBrX;
- b) Índice Brasil 50 – IBrX 50;
- c) Índice Brasil Amplo – IBrA;
- d) Índice de Sustentabilidade Empresarial – ISE;
- e) Índice Mid-Large Cap – MLCX
- f) Índice Small Cap – SMLL
- g) Índice Valor BM&FBOVESPA;
- h) Índice Dividendos – IDIV;

Entre outros.

Os ETFs podem visar a replicação explícita de qualquer um destes índices ou assumir uma gestão ativa tomando-os como *benchmark*. Contudo, todos apresentam alta correlação com o Ibovespa, que representa o mercado como um todo.

A relação risco-retorno foi inicialmente delineada por Markowitz (1952), evoluindo para a análise da relação entre o retorno dos fundos e seu *benchmark* no CAPM. Por este motivo, a seção 3.1 discorrerá sobre a formação do CAPM, o mais tradicional e consolidado modelo de precificação de ativos. Comumente utilizado para precificação e mensuração de *performance* de ativos, carteiras de investimento e produtos compostos por carteiras de investimento, o CAPM pode ser utilizado na análise dos ETFs.





### 3 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo, conforme explicitado anteriormente, trará um apanhado da literatura acerca da teoria e estudos anteriores em fundos de investimento, ETFs, eficiência de mercado, os modelos de precificação e análise do desvio do preço e *tracking error*. Dando início, a seção 3.1 apresentará os conceitos fundamentais envolvidos.

#### 3.1 Evolução histórica do CAPM

A evolução histórica do tradicional modelo de precificação foi analisada por Milani e Ceretta (2012a), os quais verificaram que entre as décadas de 1950 e 1960, o mundo das finanças vivenciou uma revolução protagonizada por Markowitz (1952), Lintner (1965), Treynor (1965), Sharpe (1966) e Jensen (1967), os quais individualmente desenvolveram modelos que consolidaram a relação proporcional entre risco e retorno, estabelecendo um novo paradigma, ainda não completamente suplantado. Até Markowitz (1952), ao que se conhece, não haviam sido publicados estudos com rigor científico sobre a gestão de portfólios e, embora a preocupação com o retorno do portfólio fosse dominante, não se buscava definir que variáveis afetavam ou determinavam o retorno, relegando a prática de montagem de portfólios a estratégias de tentativa e erro, visando encontrar ativos que poderiam obter valorização futura.

Sem dúvida, o estudo seminal acerca da teoria do portfólio é o de Markowitz (1952). Inicialmente o autor admite que a escolha de um portfólio está ligada a crenças acerca da *performance* futura dos ativos disponíveis. A *performance*, no caso, pode ser entendida como retorno. Contudo, não basta que o gestor busque maximizar o retorno esperado descontado. É necessário também reduzir a variação dos retornos do portfólio, pois tal situação é considerada arriscada, conforme foi comentado na seção 2.1.2. Delineia-se uma dualidade: o retorno esperado deve ser maximizado, mas a variância do retorno deve ser minimizada. Ao contrário do que se pensava na época, Markowitz (1952) afirma que não é possível maximizar o retorno esperado e, concomitantemente, reduzir a variância, pois há um *trade-off* em questão. Nas palavras do autor, “há uma taxa na qual o investidor pode ganhar em retorno esperado aceitando variância, ou reduzir a variância abrindo mão de retorno esperado” (MARKOWITZ, 1952, p. 79). O autor denominou o modelo baseado neste *trade off* de “E-V”.

A formação de um portfólio ainda suscita outro problema: a relação entre os retornos dos ativos que formam este portfólio. Para que a diversificação seja eficiente, não basta apenas investir em um grande número de diferentes ativos (prática comum da época). É preciso investir em ações de empresas de diferentes setores da economia, pois Markowitz (1952) salienta que é muito provável que empresas da mesma indústria apresentem maus retornos conjuntamente. Seria possível um modelo matemático garantir que não fossem escolhidos muitos ativos da mesma indústria? Se os retornos de ações da mesma indústria tendem a aumentar ou decair conjuntamente, deve existir uma relação de covariância entre eles. Assim, é preciso evitar investir em ativos com altas covariâncias entre si, a fim de não concentrar os investimentos em uma mesma indústria.

O retorno do portfólio é, simplesmente, a soma dos retornos de cada ativo, ponderados de acordo com o peso do ativo em relação ao total do portfólio, sendo que o investidor/gestor pode escolher este peso. Assim, o retorno esperado ( $r_p$ ) do portfólio pode ser descrito como na Equação [02].

$$r_p = \sum_{i=1}^n X_i r_i. \quad [02]$$

Na equação [02],  $r_p$  é o retorno esperado do portfólio  $p$ ;  $X_i$  é o percentual alocado no ativo  $i$ ;  $r_i$  é o retorno esperado de um ativo individual  $i$ ;  $n$  é o número ativos.

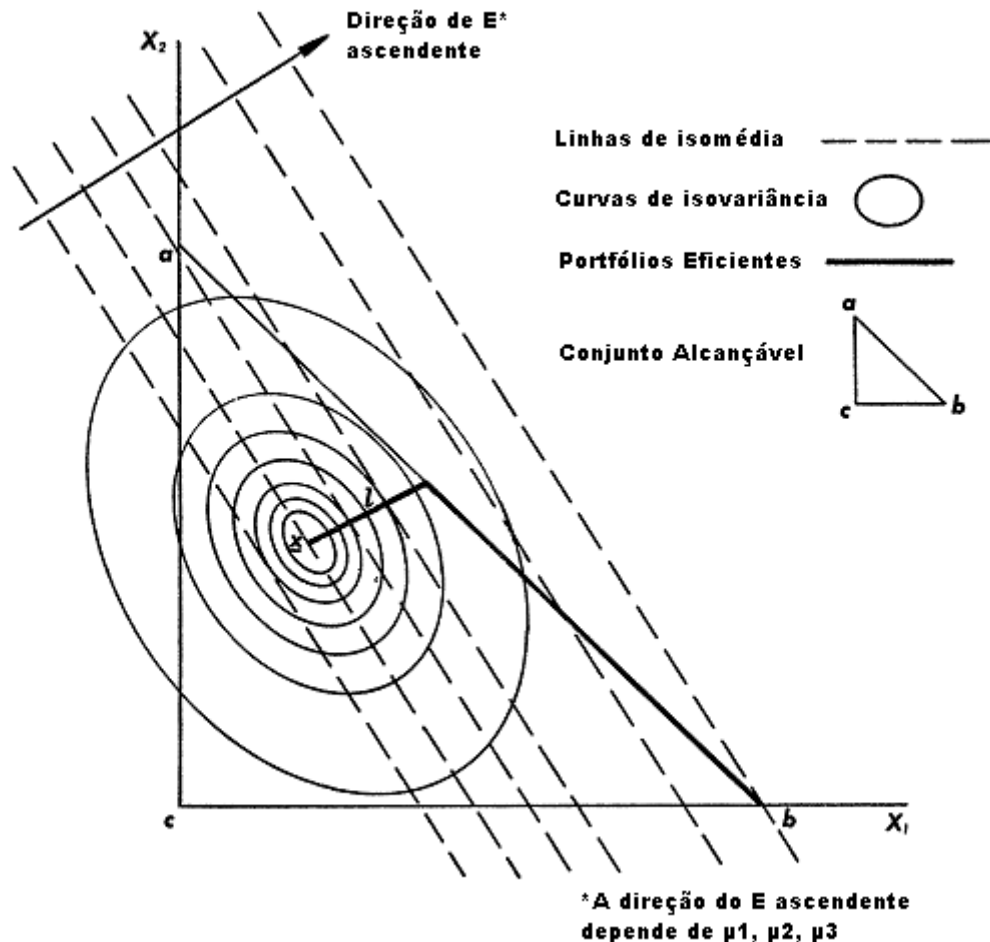
A fórmula do retorno esperado forma retas que passam pelos retornos máximos possíveis de um portfólio, independentemente da variância. Esta reta é chamada isomédia, pois ao longo da reta a média de retorno esperado é a mesma. A variância do portfólio pode ser descrita pela Equação [03], que segue.

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \sigma_{i,j}^2 X_i X_j. \quad [03]$$

Na equação [03],  $\sigma_p^2$  é a variância do portfólio  $p$ ;  $\sigma_{i,j}^2$  é a covariância entre o retorno do ativo  $i$  e o retorno do ativo  $j$ ;  $X_i$  é o percentual dos recursos do investidor alocado ao ativo  $i$ ;  $X_j$  é o percentual dos recursos do investidor alocados no ativo  $j$ ;

A equação da variância forma uma elipse, chamada isovariância, pois ao longo dela encontram-se possibilidades de formação de portfólio com a mesma variância, independentemente do retorno esperado. Os modelos definidos pelas Equações [02] e [03] podem ser plotados combinadamente no gráfico cartesiano, conforme apresentado pela Ilustração 1, oriunda da obra de Markowitz (1952).

Ilustração 1 – Relação entre risco e retorno apresentada por Markowitz



Fonte: Markowitz (1952, p. 85).

Na Ilustração 1,  $a$  representa a relação entre o retorno esperado de dois ativos;  $b$  representa a relação entre a variância de dois ativos;  $c$  é a origem, sendo que  $b$  e  $c$  devem ser maiores do que zero. Então, o triângulo  $abc$  apresenta a área de possível alocação. A reta  $l$ , que representa os portfólios eficientes, evolui conjuntamente com os valores de  $a$  e  $b$ .

Define-se, então, que a relação entre retorno esperado e variância do retorno, ou seja, a relação entre risco e retorno, deve ser tomada como regra de comportamento pelo investidor, pois “a relação E-V não implica apenas em diversificação, mas no tipo correto de diversificação, pelas razões corretas” (MARKOWITZ, 1952, p. 89). A diversificação de investimentos já era prática comum na época, mas não havia um método definido de diversificação. Assim, define-se que é preciso diversificar com o objetivo de reduzir a

variância e não apenas aumentar aleatoriamente o número de diferentes ativos. O autor ressalva que a regra serve melhor para o que ele considera um comportamento de investimento, ao invés de um comportamento especulativo (típicos das modalidades de gestão que posteriormente seriam chamadas de passiva e ativa, respectivamente) e que o terceiro momento (co-assimetria) não é utilizado no modelo porque pode estar ligado a uma propensão ao jogo (especulação).

Lintner (1965) argumenta que é possível que o investidor aplique seus recursos em um investimento que não oferece riscos: a poupança. Na poupança, o retorno é sempre positivo, comum a todos investidores e definido por variáveis exógenas, ou seja, não depende da variância. Assim, surge o Teorema da Separação: um investidor, possuidor de um montante de recursos, pode investir em qualquer ativo, arriscado ou não; contudo, o portfólio ótimo investido em ações é independente da proporção investida em ações em relação ao montante total de recursos. O estudo do portfólio não deve envolver ativos que não estejam sujeitos a risco. O retorno do portfólio é explicado por Lintner (1965) através das Equações [04] e [05].

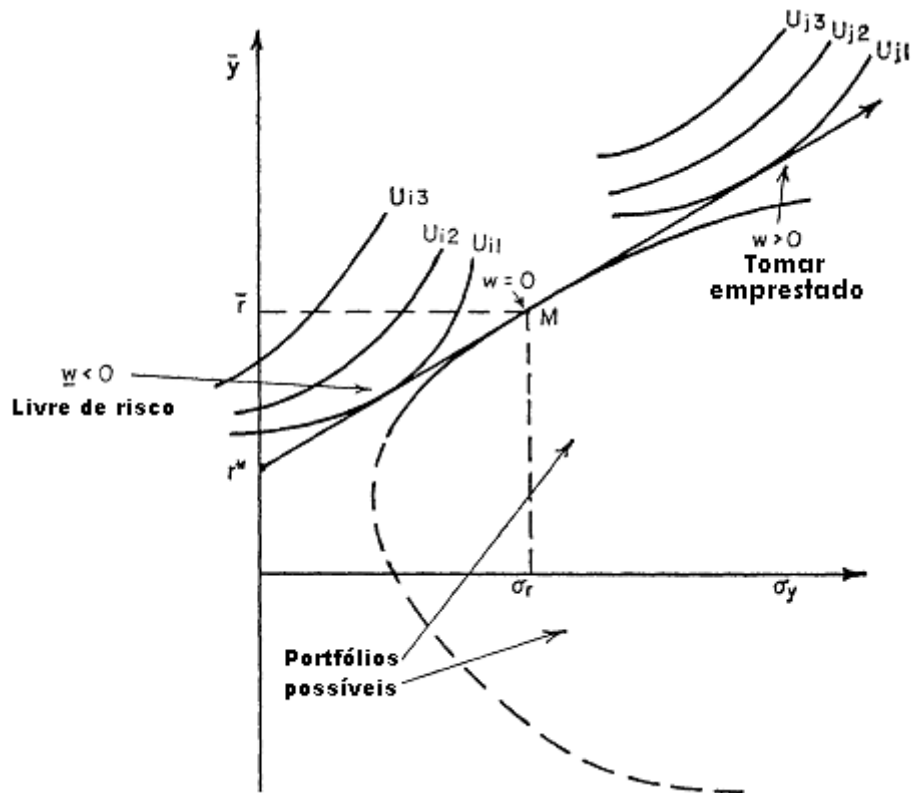
$$r_p = r_f + \theta \sigma_p, \quad [04]$$

$$\theta = \frac{[E(r_p) - r_f]}{\sigma_{ep}}. \quad [05]$$

Nas equações [04] e [05],  $r_p$  é o retorno do portfólio  $p$ ;  $r_f$  é o coeficiente linear equivalente ao retorno do ativo livre de risco;  $\theta$  é o coeficiente angular;  $\sigma_p$  é o desvio-padrão do portfólio  $p$ ;  $E(r_p)$  é o retorno esperado médio do portfólio  $p$ ;  $\sigma_{ep}$  é o desvio-padrão do retorno esperado do portfólio  $p$ .

Para Lintner (1965), o investidor deve usar como critério a maximização de  $\theta$ , pois este coeficiente aumenta conforme aumenta o retorno esperado ( $r_p$ ) ou conforme diminui o desvio-padrão esperado do retorno esperado ( $\sigma_p$ ). O autor refere-se à reta  $l$  de Markowitz (1952) como “fronteira eficiente”, mas argumenta que só há um ponto que interessa ao investidor: a intersecção da reta do retorno do portfólio com a parábola da variância. Este ponto representa o portfólio ótimo e foi apresentado no gráfico implícito na Ilustração 2.

## Ilustração 2 – O portfólio ótimo de Lintner



Fonte: Lintner (1965, p. 19).

Na Ilustração 2,  $w$  representa a razão entre o investimento bruto em ações e o investimento líquido total (ações mais investimentos livres de risco menos dívidas);  $r_M$  é o retorno do ativo livre de risco;  $M$  é o portfólio ótimo (fronteira eficiente); o eixo  $\bar{y}$  representa o retorno dos ativos sujeitos a risco; o eixo  $\sigma_y$  representa o desvio-padrão dos ativos;  $\bar{r}$  é o retorno do portfólio ótimo;  $\sigma_r$  é o desvio padrão do portfólio ótimo.

O investidor individual passa a ser o centro das atenções em Sharpe (1966). Neste ponto, a relação entre risco e retorno estava consolidada e a tarefa do gestor estava firmada em selecionar, entre os inúmeros portfólios possíveis, aquele que seria eficiente. Aceitando a teoria vigente, é possível a existência de inúmeros portfólios, com inúmeros graus de risco e retorno, sendo que o investidor precisa escolher qual é o portfólio que mais lhe agrada, tendo em vista seus sentimentos acerca do risco e retorno. Ou seja, o investidor precisa escolher qual risco aceitar.

Contudo, Sharpe (1966), admite que existe a possibilidade de encontrar ativos mal-precificados que, ao serem incluídos no portfólio, aumentarão o retorno sem aumentar o risco. Para encontrar tais ativos, seria preciso prever o seu comportamento.

Levanta-se a teoria de *Random Walks*, a qual postula que o comportamento passado de um ativo não possui valor algum para prever seu comportamento futuro. Se o comportamento dos ativos for semelhante ao prescrito nesta teoria, encontrar ativos mal-precificados pode ser uma tarefa difícil e cara, o que pode implicar em redução do retorno líquido, devido a despesas de corretagem. Nas palavras de SHARPE (1966, p. 121), “se assim for, não é porque os analistas não fazem seu trabalho corretamente, mas porque o fazem muito bem”. Ou seja, o fato de não encontrarem-se ativos mal precificados é um indicador de que o mercado é bom. O autor ainda se destaca por ser o primeiro a focar o estudo nos fundos de investimento e levanta o questionamento acerca de quais são as funções dos fundos de investimento. Um gestor pode gerir um fundo que possui um portfólio mais eficiente do que o portfólio de outro fundo. Porém, estas diferenças não se sustentam no longo prazo. O modelo que mensura o desempenho de um fundo de investimento, segundo Sharpe (1966) pode ser representado pelas Equações [06] e [07]:

$$r_i = r_f + b_i \sigma_i, \quad [06]$$

$$r_i = r_f + \left( \frac{E(r_i) - r_f}{E(\sigma_i)} \right) \sigma_i. \quad [07]$$

Nas equações [06] e [07],  $r_i$  é a taxa de retorno do fundo  $i$ ;  $E(r_i)$  é a expectativa de retorno do fundo  $i$ ;  $r_f$  é taxa livre de risco  $f$ ;  $b$  é o prêmio pelo risco, também chamado de R/V, ou seja, retorno sobre variabilidade;  $E(\sigma_i)$  é o desvio-padrão esperado para o fundo  $i$ ;  $\sigma_i$  é o desvio-padrão do fundo de investimento  $i$ .

Em relação às Equações [06] e [07] o melhor portfólio (fundo de investimento) é aquele que apresentar maior valor de  $b$ . O autor ressalta que o modelo trabalha com previsões acerca do comportamento dos fundos que não podem ser testadas empiricamente. Logo, o modelo é testado com valores *ex post* – referentes a retornos passados dos fundos de investimento, por isso existe uma expectativa de retorno que difere do retorno real.

Segundo Sharpe (1966), o coeficiente R/V, retorno por variabilidade, é o retorno obtido para cada unidade de risco corrida. Ou seja, quanto melhor o coeficiente R/V, melhor é o desempenho do fundo ou carteira, pois o aumento do coeficiente R/V significa que foi obtido mais retorno dado o mesmo grau de risco ou o mesmo retorno, com um grau de risco menor.

Para testar o modelo desenvolvido, Sharpe (1966) analisa os retornos de 34 fundos de investimento no período compreendido entre 1954 e 1963. Seus resultados apontam que, sem dúvida, existe a relação entre retorno e variância. Contudo, esta relação não é exatamente proporcional, pois há diferenças consideráveis entre os R/V dos fundos. A relação R/V existente em  $b_i$  ficou posteriormente conhecida como Índice de Sharpe. Embora os fundos com maiores variâncias apresentem maiores retornos, há diferenças na eficiência da gestão dos fundos que fazem que alguns obtenham maiores valores de R/V do que outros. Sobre estes resultados, o autor comenta:

“Os que vêem o mercado como próximo a perfeição e gestores como bons diversificadores argumentariam que estas diferenças são ou transitórias ou devidas a despesas excessivas por parte de alguns fundos. Outros argumentariam que estas diferenças são persistentes e podem ser atribuídas (ao menos parcialmente) a diferenças de habilidade administrativa” (SHARPE, 1966, p. 125).

A mesma amostra foi analisada utilizando-se o índice de Treynor (1965), que diferencia-se do índice de Sharpe por seu denominador ser o Beta do portfólio ( $\beta$ ) ao invés do desvio padrão. Sharpe (1966) conclui que os resultados mantêm-se muito similares.

Sharpe (1966) ainda argumenta que as diferenças na *performance* dos fundos não necessariamente estão ligadas ao desempenho do gestor do fundo. Duas outras dimensões são avaliadas: as taxas de administração dos fundos e o tamanho do seu patrimônio líquido. Os resultados apontam que fundos com menores taxas de administração apresentam maiores prêmios por risco. O tamanho do patrimônio líquido, porém, não apresenta relação com a *performance* dos fundos. Ao aplicar o Índice de Sharpe ao retorno do índice *Dow Jones*, foi averiguado que este apresenta prêmio pelo risco substancialmente melhor do que qualquer um dos fundos de investimento. Contudo, ao utilizar o retorno bruto dos fundos de investimento, percebe-se que 19 dos 34 fundos obtiveram retorno por unidade de risco maior do que o índice, o que comprova que as despesas (taxas de administração) do fundo corroem os ganhos obtidos. Em resumo, Sharpe (1966) conclui que as diferenças de *performance* dos fundos não são inteiramente transitórias, mas são, em grande parte, explicadas pelas taxas de administração. Logo, o bom gestor não busca encontrar ativos mal precificados (o que aumenta as despesas), mas montar um portfólio eficiente (o que reduz as despesas).

Sharpe (1966) diferenciou-se dos demais estudos por levantar a discussão acerca da *performance* dos fundos de investimento, enquanto estudos anteriores focavam apenas em métodos para a montagem de um portfólio eficiente.

Aprofundando a discussão sobre *performance*, Jensen (1967) avança em novos modelos, retomando a discussão sobre a dicotomia de comprar ativos mal precificados (prevendo seu comportamento) ou montar um portfólio bem diversificado, e decide direcionar seu estudo à mensuração da capacidade de previsão por parte do gestor. O autor critica as medidas de *performance* criadas até então, devido ao fato de todas serem medidas relativas, pois seria mais importante desenvolver uma medida absoluta de desempenho. Ou seja, medidas criadas até então, como os índices de Sharpe (1966) e Treynor (1965) classificam os portfólios (ou fundos de investimento) com o objetivo de compará-los entre si, estabelecendo quais foram os melhores desempenhos e quais foram os piores. Contudo, isto não significa que o desempenho do gestor foi bom, apenas mostra que uns foram melhores do que os outros. Assim, a fim de averiguar se o desempenho do gestor é bom ou ruim, Jensen (1967) levanta a necessidade de uma medida absoluta, um ponto que o gestor deva alcançar para ser considerado bom, independentemente se uns fundos de investimento foram melhores do que os outros.

Com base no modelo que viria a ser conhecido como CAPM, Jensen (1967) pressupõe que o investidor é avesso ao risco e propõe que a medida de risco seja a co-variância entre o retorno dos fundos com o retorno do mercado, dividido pela variância do retorno do mercado, como na Equação [08].

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_M)}{\sigma_M^2}. \quad [08]$$

Na equação [08],  $\beta_i$  é o coeficiente Beta do fundo  $i$ ;  $r_i$  é o retorno do fundo de investimento  $i$ ;  $r_M$  é o retorno do mercado  $M$ ;  $\sigma_M^2$  é a variância do retorno do mercado  $M$ .

A co-variância do retorno do fundo com o retorno do mercado é denominada pelo autor de risco sistemático. Assim, Jensen (1967), diferentemente de seus antecessores, admite dois tipos de risco: o risco do portfólio, que pode ser minimizado através da diversificação eficiente e o risco sistemático, ou risco de mercado, ao qual o portfólio está submetido e que é exógeno à gestão do fundo, ou seja, não depende do comportamento do gestor. Supondo que o risco do portfólio (posteriormente chamado risco diversificável ou risco idiossincrático) efetivamente é minimizado, o retorno de um fundo de investimento pode ser explicado pelo risco representado por  $\beta_i$ , conforme a equação [09].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_i (r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}. \quad [09]$$

Na Equação [09],  $r_{i,t}$  representa o retorno do fundo  $i$  no período  $t$ ;  $r_{f,t}$  representa o retorno do ativo livre de risco  $f$  no período  $t$ ;  $r_{M,t}$  é o retorno do mercado  $M$  no período  $t$ ;



$r_{i,t} - r_{f,t}$  é o excesso de retorno do fundo de investimento  $i$  no período  $t$ ;  $(r_{M,t} - r_{f,t})$  é o excesso de retorno do mercado  $M$  no período  $t$ ;  $\beta_i$  é a medida do risco sistemático;  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro aleatório.

Mas, seria o risco de mercado o único determinante da *performance* dos fundos de investimento? Como medir a influência/habilidade do gestor? Se existe uma parcela do retorno dos fundos independente da variação do excesso de retorno de mercado, é preciso adir um termo independente na equação, ou seja, um coeficiente linear. Jensen (1967) chama-o de Alfa ( $\alpha_i$ ), que posteriormente ficou conhecido como Alfa de Jensen e é o intercepto da reta que explica o retorno dos fundos. A nova equação é representada a seguir:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}.$$

[10]

Na equação [10],  $\alpha_j$  é o coeficiente linear Alfa, o qual, nas palavras de Jensen (1967), representa:

‘(...) a taxa incremental de retorno do portfólio por unidade de tempo que é devida unicamente a habilidade do gestor em prever o preço futuro de ativos (...). É interessante notar que de uma simples seleção aleatória numa política *buy-and-hold* esperar-se-á intercepto nulo. Adicionalmente, se o gestor não for tão bem quanto a seleção aleatória, também numa política *buy-and-hold*,  $\alpha_j$  será negativo. (JENSEN, 1967, p. 8)

Como saber se o intercepto é oriundo verdadeiramente de habilidade superior ou advém de pura sorte? Para resolver este problema, Jensen (1967) utiliza o método de mínimos quadrados ordinários, dando início à aplicação da regressão linear na mensuração da *performance* de portfólios ou fundos de investimento, calculando o grau de significância dos coeficientes das variáveis.

Com o intuito de testar a aplicação de seu modelo, Jensen (1967) aplica-o em duas amostras referentes de 115 fundos de investimentos: uma englobando o período de 1955 a 1964 e outra o período de 1945 a 1964. Para representar o mercado, é utilizado o índice S&P500 e o ativo livre de risco é o retorno dos títulos da dívida pública dos Estados Unidos. Diferentemente de Sharpe (1966), Jensen (1967) averigua se os fundos foram capazes de superar o retorno do mercado, ao invés de qual fundo supera os demais. Até então, nenhum autor havia se preocupado em utilizar um artifício que representasse o mercado (no caso, o índice S&P500).

Os resultados de Jensen (1967) estimados com os retornos líquidos apontam que o Alfa médio dos 115 fundos, no período de 1945 a 1964, foi de -0,011, ou seja 1,1% a menos

do que o esperado para o nível de risco sistemático ao qual os fundos foram submetidos. A análise com os retornos líquidos aponta que 76 fundos apresentaram Alfa inferior a zero e 39 com Alfa superior. Com os retornos brutos, a situação se inverte: 67 fundos apresentam Alfa positivo e 48, Alfa negativo, sendo que o Alfa médio foi de -0,004, ou seja, 0,4% a menos do que a expectativa existente dado o nível de risco.

Para o período de 1955 a 1964 foram analisados apenas os retornos brutos, apontando que o Alfa médio do período foi de -0,001, sendo que 55 fundos apresentaram coeficientes negativos e 60 fundos, coeficientes positivos. Contudo, em todas as análises, houve raros casos de fundos com coeficientes lineares significativos a um grau de significância de 5%. Jensen (1967) explica que os fundos não devem ser considerados inúteis por não superar o mercado, pois a delegação das decisões de investimento ao gestor do fundo proporciona diversificação ao investidor individual, embora a diversificação não tenha sido abordada em profundidade no seu modelo.

A contribuição de Jensen (1967) é expressiva, pois finalmente há uma maneira de avaliar a gestão dos fundos de investimento (ou portfólios) sem apenas levar em conta a *performance* de seus pares, como em Sharpe (1966). Jensen (1967) também se destaca pela discussão acerca do risco sistemático, pois Markowitz (1952) e Lintner (1965) focaram suas análises no risco diversificável. Sharpe (1966), pela primeira vez, comparou o desempenho dos fundos com o desempenho do mercado, aplicando seu índice aos retornos da bolsa *Dow Jones*, mas isto dificilmente poderia ser considerado uma medida absoluta de desempenho em relação ao mercado, pois não se levava em conta a co-variância do portfólio com o mercado; apenas comparava o excesso de retorno do portfólio (fundo) com seu próprio desvio-padrão e o excesso de retorno do mercado com seu próprio desvio-padrão.

Jensen (1967) também difere-se ao considerar como ativo livre de risco o retorno dos títulos da dívida pública dos Estados Unidos. Ao comparar os modelos apresentados, percebe-se que, embora existam abordagens diferentes, há consonância de resultados. Os resultados de Jensen complementam substancialmente o modelo de precificação que futuramente viria a ser chamado *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*, consolidando a moderna Teoria do Portfólio.

Apesar da consolidação do CAPM, ele está sujeito a diversas críticas. Entre elas, o fato de gerar coeficientes estáticos, desconsiderando as mutações nas relações entre risco e retorno ao longo do tempo. Com o objetivo de solucionar o problema, Merton (1973) propôs um método alternativo denominado Modelo Intertemporal de Precificação de Ativos Financeiros, (ICAPM) o qual prevê que a relação entre risco e retorno é dinâmica, pois a

sensibilidade do ativo ao mercado muda a cada período, supondo uma variação estocástica no conjunto de oportunidades de investimento entre diversos países.

Além do aspecto condicional, o ICAPM também introduz uma mudança teórica ao sustentar que o retorno de um ativo é precificado pelo risco médio dos investidores frente ao mercado, que pode ou não ser devido a mudanças nas oportunidades de investimento devido a decisões de governo locais. Para Merton (1973), a taxa de juros é a forma mais simples de observar o risco específico destas mudanças de políticas de governo. Assim, o modelo aponta que o risco de mercado no sentido global é diferente do risco de políticas de governo. Outra contribuição importante é o uso da covariância condicional como medida de risco ao invés do retorno. O modelo proposto por Merton (1973) pode ser exemplificado pela Equação [11]:

$$r_i - r_f = \alpha + \beta_1 Cov_{r_i - r_f, r_M - r_f} + \beta_2 Cov_{r_i - r_f, x} + \varepsilon_t \quad [11]$$

Onde  $r_i - r_f$  é o excesso de retorno de um ativo  $i$ , dada a taxa livre de risco  $f$ ;  $\alpha$  é o coeficiente linear;  $Cov_{r_i - r_f, r_M - r_f}$  é a covariância entre o excesso de retorno do ativo  $i$  com o excesso de retorno de um mercado  $m$ ;  $Cov_{r_i - r_f, x}$  é a covariância entre o excesso de retorno de um ativo e uma variável que representa as mudanças nas oportunidades de investimento devidas à mudanças de políticas governamentais.  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são parâmetros;  $\varepsilon_t$  é o erro da regressão no período  $t$ .

Bekaert e Harvey (1995) aplicam o modelo ICAPM para analisar a relação entre risco e retorno em diversos mercados mundiais. Dessa forma, o retorno excedente de cada mercado é precificado pela volatilidade de sua relação com uma *proxy* que representa o mercado mundial, no caso um índice de mercado estadunidense, além do risco associado ao próprio mercado, no caso a sua variância. Neste modelo, ICAPM internacional, a medida de risco associada a mudanças de políticas de governo proposta por Merton (1973) foi substituída pela variância do próprio mercado. O mercado global é representado pelo mercado estadunidense e o risco associado a mudanças nas condições de investimento particulares de cada um dos outros mercados é representado pelas suas variâncias. O modelo proposto por Bekaert e Harvey (1995) pode ser explicado pela Equação [12]:

$$r_m - r_f = \alpha + \beta_1 Cov_{r_M - r_f, r_{US} - r_f} + \beta_2 Var_{r_M - r_f} + \varepsilon_t \quad [12]$$

No qual  $r_M$  se refere ao retorno do mercado  $M$ ;  $r_f$  é o retorno do ativo livre de risco;  $Cov_{r_M - r_f, r_{US} - r_f}$  é a covariância do excesso de retorno do mercado  $M$  com o excesso de retorno da *proxy* do mercado mundial  $US$  e  $\beta_1$  é a sua precificação;  $Var_{r_M - r_f}$  é a variância do

excesso de retorno do mercado  $M$  e  $\beta_2$  é a sua precificação;  $\varepsilon_t$  é o erro gerado pela regressão no período  $t$ .

Analogamente, esta definição do modelo ICAPM evidencia que a precificação do retorno de um ativo está relacionada com o risco do mercado ao qual ele está sujeito e com o risco dele próprio. O fato desta precificação incluir o risco individual do ativo remonta a idéia inicial de Markowitz (1952).

Os estudos de Markowitz (1952), Treynor (1965), Lintner (1965), Mossin (1966), Sharpe (1966), Jensen (1967) e Merton (1973), além de delinear o modelo tradicional de precificação de ativos, consolidaram um paradigma racionalista na área de finanças, sujeito a diversas suposições acerca de distribuição dos retornos e eficiência informacional, entre outras. Uma crítica comum ao CAPM refere-se ao conceito de expectativas homogêneas delineado por Markowitz (1952), em que todos os investidores tenderão a realizar as mesmas escolhas diante de um mesmo cenário. A princípio, todos escolherão o maior retorno dentre as opções com o mesmo nível de risco ou o menor risco dentre opções com o mesmo retorno. No entanto, pode haver outras influências na gestão de carteiras de investimento, principalmente quando se considera que o mercado pode não ser plenamente eficiente.

Estes pressupostos foram criticados por Fama (1965), além de diversos estudos subsequentes do mesmo autor. Entre os diversos sintomas da (in)eficiência discutidos por Fama, está a diferença entre o valor patrimonial e o valor contábil dos ativos, de fundamental importância no contexto dos ETFs. Dessa forma, a seção 3.2 trará uma revisão sobre a (in)eficiência de mercado delineada por Fama (1965) e estudos subsequentes.

### **3.2 Eficiência de Mercado**

Historicamente, há uma ligação muito próxima entre a hipótese de passeio aleatório e a hipótese de mercado eficiente (*efficient market hypothesis* - EMH), relação delineada por Samuelson (1965). A aleatoriedade do mercado foi analisada originariamente por Bachelier (1900), estatístico largamente ignorado até a década de 1950, quando alguns estudos começaram a evidenciar que os preços das ações dos Estados Unidos seguiam um passeio aleatório. Isto poderia estar intimamente ligado ao fato de que gestores profissionais eram, em geral, incapazes de superar o mercado.

Embora alguns estudos sobre a capacidade do gestor de obter ganhos superiores ao mercado já haviam sido discutidos, como em Cowles (1933) e Cowles (1944), a discussão acerca da eficiência de mercado entrou definitivamente na pauta do meio acadêmico na década de 1960, com os trabalhos de Cootner (1962; 1964), Granger e Morgenstern (1963) e

Godfrey *et al.* (1964). Porém, o trabalho de Fama (1965a) indubitavelmente recebeu mais notoriedade. O trabalho inicia com o seguinte questionamento: “até que ponto a história do preço de uma ação pode ser utilizada para fazer previsões significativas em relação ao preço futuro da ação?” (FAMA, 1965a, p.1). Este questionamento deu origem a uma proeminente vertente teórica, a qual ainda permanece em debate.

Os que assumem que o comportamento passado de uma ação pode prover informação sobre o seu comportamento futuro baseiam-se na idéia de que a história se acontece em padrões que tendem a se repetir. Opostamente, a teoria de passeios aleatórios diz que o curso futuro de uma ação não é mais previsível do que o curso de números aleatórios acumulados. Estatisticamente, a teoria sustenta que as sucessivas mudanças no preço são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas.

Fama (1965a) visou verificar a teoria de passeios aleatórios no mercado estadunidense replicando o trabalho de Theil e Leenders (1965), que haviam atestado a dependência dos retornos das ações do mercado de Amsterdam. De uma maneira geral, isto significaria que se um mercado apresenta retorno positivo hoje, tenderá a apresentar retorno positivo amanhã, pondo em cheque a validade do modelo de passeios aleatórios.

Theil e Leenders (1965) haviam discutido a Teoria da Informação e gerado uma medida de imprecisão informacional, utilizada por Fama (1965a) na análise de 2625 observações de retorno da NYSE entre 1952 e 1962. Esta medida, juntamente com a análise da auto-correlação e da estacionariedade levaram-no a concluir que a dependência verificada no mercado de Amsterdam não se repetia consistentemente na NYSE. A auto-correlação em uma série de retornos pode ser interpretada como o resultado de uma média constante nos preços, conforme delineado por Working (1960) e Alexander (1961).

Ainda, Fama (1965b) testa a validade empírica do modelo de passeio aleatório, corroborando a teoria de que os preços não são previsíveis e deixando claro que a análise gráfica de ações, naquele contexto, não teria nenhuma utilidade.

Havia, portanto, uma teoria de passeio aleatório sendo formada, tendo Fama (1965b) estabelecido que esta teoria envolve dois pressupostos básicos: (i) o de que os retornos<sup>1</sup> são independentes (ii) e o de que os retornos se ajustam a uma distribuição de probabilidade. O fato de os retornos serem independentes significa que não dependem da sequência de retornos passados, ou seja, o conhecimento dos retornos passados não seria útil para prever os retornos do futuro. Embora seja difícil encontrar ações com retornos completamente independentes,

---

<sup>1</sup> Fama (1965b) não referiu-se a retornos, mas a variações de preços. Como a primeira denominação é mais comumente utilizada na atualidade, optou-se por padronizar o texto com base nela.

para efeitos práticos consideram-se independentes os retornos de ativos que não excederem um determinado nível. Fama (1965b) ainda argumenta que mesmo que uma relação de dependência seja encontrada, para que um profissional possa tirar proveito da previsão gerada por ela, deve servir para prever algo de magnitude suficiente, pois a previsão de um coeficiente muito pequeno não traria nenhuma vantagem prática.

No intuito de explicitar as condições de mercado consistentes com a independência, Fama (1965b) sugere que:

A independência de sucessivos retornos de um dado ativo pode simplesmente refletir um mecanismo de preço totalmente não relacionado com a economia do mundo real e com eventos políticos. Ou seja, o preço das ações pode ser apenas o acúmulo de muitos bits de ruído gerado aleatoriamente, onde por ruído neste caso entendemos fatores psicológicos e outros fatores peculiares a diferentes indivíduos que determinam o tipo de apostas que eles estão dispostos a fazer em diferentes empresas (FAMA, 1965b).

Os que não concordam com este ponto de vista argumentam que cada ativo específico carrega um valor intrínseco<sup>2</sup>, que depende de fatores políticos e econômicos que afetam esta empresa. Isto não seria consistente com a teoria de passeio aleatório, pois implicaria que os preços dependem, ao menos, dos demonstrativos contábeis. Porém, Fama (1965b) argumenta que os preços de mercado não necessariamente precisam refletir o valor intrínseco, pois em meio a um mundo de incerteza, eles não são conhecidos com exatidão. Sempre pode haver desacordo entre os indivíduos, pois a percepção de valor intrínseco pode ser diferente. Estes desacordos se manifestarão no mercado na forma de ruídos.

Ainda no intuito de evidenciar o pressuposto da independência, Fama (1965b) apresenta outra forma de entender o valor intrínseco através de um exemplo comparativo de duas empresas: uma que distribui dividendos consistentemente e se financia com a emissão de novas ações e outra que não costuma distribuir dividendos, a não ser quando exista sobra, utilizando seus próprios ganhos como financiamento. Supondo que os ativos de ambas as empresas estejam expostos ao mesmo grau de risco, espera-se que o retorno delas seja o mesmo. Isto somente seria válido se a empresa com o menor dividendo tivesse seu preço ajustado de forma a seguir a tendência de aumento do valor investido, o que não seria consistente com a teoria de passeio aleatório.

As primeiras racionalizações acerca da independência emergiram basicamente de Bachelier (1900) e mais explicitamente de Osbourne (1959), sustentando que se as sucessivas novas informações que surgem são independentes no tempo e se o ruído ou a incerteza dos

---

<sup>2</sup> O que Fama (1965b) denomina valor intrínseco passará a ser denominado em Fama (1991) de valor fundamental, com o mesmo sentido.

valores intrínsecos não tendem a seguir um padrão, os sucessivos retornos serão independentes.

Porém, os pressupostos de Bachelier (1900) e Osbourne (1959) podem ser um tanto radicais e nem sempre podem ser mantidos. Entre vários exemplos plausíveis, é possível que existam formadores de opinião no mercado que induzam as opiniões dos demais, causando dependência nos valores intrínsecos percebidos por cada um. Contudo, se o mercado dispuser de analistas sofisticados (que baseiam suas análises em previsões acerca de novas informações ou em análises estatísticas), suas ações neutralizarão a dependência do processo de geração de ruídos, pois provavelmente eles conhecerão o verdadeiro valor intrínseco.

Da mesma forma, as ações dos analistas técnicos<sup>3</sup> também representam um mecanismo de neutralização. Eles perceberão as situações em que o preço está começando a subir além de seu valor intrínseco, comprarão a ação e venderão quando o preço começar a cair. Embora suas informações acerca dos valores intrínsecos possam ser vagas, eles tenderão a apagar dependências e levar o preço próximo ao valor intrínseco. Em suma, o mercado de ações pode corroborar o pressuposto de independência do modelo de passeio aleatório mesmo que os processos gerando ruído e novas informações sejam dependentes. Porém, Fama (1965b) alerta que “embora as atividades do analista técnico possam ajudar a produzir a independência dos retornos, uma vez que a independência está estabelecida, a análise técnica passa a não ser mais lucrativa”.

Numa economia dinâmica, sempre surgirão novas informações, que farão o valor intrínseco mudar. Portanto, o que faz um analista ser melhor do que outro é uma previsão adequada acerca destas novas informações. Isto leva ao questionamento acerca de quantos analistas são necessários para assegurar a independência, quem são eles e o que seria uma política de investimentos racional para um investidor médio que encaram um mercado de passeio aleatório? É difícil identificar *ex ante* aqueles que se qualificam como analistas superiores, mas é fácil identificá-los *ex post*: um bom analista é aquele cujos ganhos são consistentemente maiores do que o mercado durante vários períodos de tempo<sup>4</sup>.

“Consistente é a palavra crucial aqui, considerando que para qualquer pequeno período de tempo, mesmo que não existam analistas superiores, em um mercado de passeio aleatório algumas pessoas irão muito melhor e outras muito pior que o mercado” (FAMA, 1965b, p. 8).

---

<sup>3</sup> Fama (1965) refere-se a “*chart analysts*”, ou seja, analistas de gráficos. Atualmente, esta função seria mais consistente com o que o mercado conhece como “Analista Técnico”. Portanto, optou-se por utilizar esta segunda denominação.

<sup>4</sup> Pouco tempo depois, emergiria a corrente de Sharpe (1966) e Jensen (1967), ligada justamente à verificação de quais são os melhores analistas/gestores, ou seja, análise da *performance*.

Ainda de acordo com Fama (1965b), uma política de investimentos racional em um mercado no qual os preços das ações seguem um passeio aleatório deve estar ligada à análise de carteiras, que por sua vez envolve três problemas distintos: a decisão acerca do tipo de *trade-off* entre risco e retorno que o analista está disposto a aceitar; a classificação do risco dos ativos; como dever ser feita a combinação de riscos/retornos dos ativos desta carteira<sup>5</sup>. Assim, em um mercado de passeio aleatório, o problema de análise dos ativos se torna simplificado, pois se “os preços em qualquer período de tempo são boas estimativas dos valores intrínsecos, ele [o analista] não precisa se preocupar se ativos individuais estão acima ou abaixo do preço” (FAMA, 1965b, p. 8).

O segundo pressuposto firmado por Fama (1965b) no que tange à teoria de passeios aleatórios sustenta que os retornos se ajustam a uma distribuição de probabilidades. O autor resgata o modelo oriundo de Bachelier (1900) e Osbourne (1959), o qual introduziu os pressupostos de que as negociações de cada ativo geram retornos independentes e de variância finita, além de que as transações são distribuídas aproximadamente equitativamente ao longo do tempo. A discussão acerca da distribuição assumida já havia rendido considerável referencial para o autor, que polarizou a discussão entre resultados com distribuições gaussianas e distribuições leptocúrticas, dando indícios de que as últimas seriam mais adequadas. Contudo, fica claro que o trabalho de Mandelbrot (1963) acerca do uso da distribuição de Pareto estava ganhando notoriedade e traria implicações consideráveis, o que já havia sido verificado por Fama (1963), que explorou o modelo pressupondo que novas informações deveriam refletir mudanças nas condições econômicas, verificando que a distribuição de retornos financeiros parecia se ajustar melhor nesta do que em uma distribuição Gaussiana.

Fama (1963) argumenta que embora a maioria dos trabalhos assuma uma distribuição Gaussiana, considerada uma generalização razoável, há desvios da normalidade que precisariam ser considerados. Se a distribuição dos retornos seguir uma distribuição de Pareto, o mercado é mais arriscado do que parece quando se assume distribuição Gaussiana. Assim, Fama (1965b) analisa a distribuição dos retornos de 30 ações da NYSE, corroborando a ideia de Mandelbrot (1963) e de Fama (1963) acerca da hipótese de distribuição de Pareto.

Porém, Fama (1965b) deixa claro que a questão central da discussão acerca da distribuição assumida é descobrir se os desvios da normalidade são devidos à dependência da série de retornos. Na verdade, não foram encontradas evidências de dependência serial na

---

<sup>5</sup> Aqui, o autor faz uma referência explícita a Markowitz (1952), evidenciando a consolidação do *trade-off* risco-retorno já em 1965.



amostra analisada por Fama (1965b), tanto através do teste de auto-correlação quanto pelo teste de *runs*.

Por fim, suas conclusões apontam que quando os retornos são independentes, não há análise técnica que possa fazer com que os ganhos esperados do investidor sejam maiores do que seriam em uma ingênua estratégia de *buy-and-hold*<sup>6</sup>. Contudo, pode haver analistas com habilidade superior em prever o valor intrínseco, o que se manifestará na forma de previsões acerca de eventos importantes, permitindo que os seus retornos sejam consistentemente maiores. O fato de que eles contribuem para a independência não elimina a possibilidade de obterem ganhos superiores aos demais.

Contudo, Fama (1965b) ainda estende a discussão ao mercado de fundos de investimentos, calculando os retornos anuais do período 1950-1960 de 39 fundos estadunidenses, ranqueando-os ano por ano. Os ranques não se mantêm ao longo do tempo: nenhum fundo permanece no topo, ao passo que nenhum permanece na parte inferior. Ainda, os fundos, de uma maneira geral, não superam o mercado.

Posteriormente, Fama (1969) recapitula o estado da arte acerca da eficiência de mercado e dos passeios aleatórios, pondo em discussão os pressupostos racionalistas e ingênuos dos modelos de Markovitz (1952) e CAPM, argumentando que somente são válidos caso o mercado seja eficiente. Se os preços não refletirem a informação disponível, o retorno de um portfólio pode estar condicionado a causas extrínsecas ao risco conforme é tradicionalmente compreendido na teoria financeira. O autor define que:

Em termos gerais, o ideal é um mercado no qual os preços provem sinais apurados para a alocação de recursos: ou seja, um mercado no qual as firmas podem tomar decisões de produção-investimento e os investidores podem optar entre ativos que representam a posse de atividades da firma sob a assunção de que os preços dos ativos, a qualquer momento, refletem completamente toda a informação disponível. Um mercado em que os preços sempre refletem completamente a informação disponível é chamado de eficiente (FAMA, 1969).

Fama (1969) destaca que seriam possíveis quatro diferentes entendimentos acerca do tema: (i) os modelos de retorno esperados ou de jogos justos, (ii) o modelo *submartingale*, (iii) o modelo de passeio aleatório, (iv) condições de mercado consistentes com a eficiência. Os modelos de retorno esperados demandam, devido à amplitude do conceito de “informações completamente disponíveis”, que o processo de formação de preços seja especificado em maiores detalhes. Uma possibilidade seria considerar que preços em equilíbrio são gerados como no modelo de dois parâmetros de Lintner (1965) e Sharpe (1966), no qual os preços futuros são o resultado da sua expectativa de retorno, conforme Equação [13].

---

<sup>6</sup> Como eram chamadas as estratégias de investimento passivas.

$$E(\tilde{P}_{j,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)]P_{j,t}. \quad [13]$$

Em que  $E$  é o operador de valores esperados;  $P_{j,t}$  é o preço do ativo  $j$  no período  $t$ ;  $\tilde{P}_{j,t+1}$  é o seu preço em  $t+1$  (com re-investimentos dos possíveis fluxos de caixa);  $\tilde{r}_{j,t+1}$  é o retorno de um período ( $P_{j,t+1} - P_{j,t} / P_{j,t}$ );  $\Phi$  é um símbolo geral para qualquer conjunto de informações que se assume serem completamente refletidas no preço em  $t$ . Os tildes indicam que  $\tilde{P}_{j,t+1}$  e  $\tilde{r}_{j,t+1}$  são variáveis aleatórias em  $t$ . Independentemente do modelo de precificação utilizado, a informação em  $\Phi$ , que baseia a expectativa de retorno, é completamente utilizada na determinação do retornos esperados no equilíbrio. Este entendimento eliminaria a possibilidade de obter ganhos além do esperado nas condições de equilíbrio. Dessa forma, as Equações [14] e [15] definem os ganhos esperados.

$$x_{j,t+1} = P_{j,t+1} - E(P_{j,t+1} | \Phi_t), \quad [14]$$

$$E(\tilde{x}_{j,t+1} | \Phi_t) = 0. \quad [15]$$

Por definição,  $x_{j,t}$  é um “jogo justo” no que diz respeito à sequência de informações  $\Phi_t$ . De maneira equivalente, as Equações [16] e [17] explicam o fenômeno sob o prisma do retorno.

$$Z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t), \quad [16]$$

$$E(\tilde{Z}_{j,t+1} | \Phi_t) = 0. \quad [17]$$

De forma que  $Z_{j,t}$  é também um jogo justo, com respeito à informação  $\Phi_t$ . É possível que o mercado saia do equilíbrio em alguns momentos, permitindo auferir um ganho ou uma perda em excesso. Contudo, estes desvios em relação ao equilíbrio, quando somados, tendem a zero. Pode-se dizer que é possível que o mercado temporariamente fuja do equilíbrio, mas no longo prazo, os ganhos e perdas se anulam.

Outro possível entendimento acerca da eficiência de mercado discutido por Fama (1969) é o modelo *submartingale*. Assume-se que os preços esperados em  $t+1$ , dada a informação disponível em  $t$ , serão maiores do que zero, ou seja, os retornos serão positivos, conforme Equações [18] e [19].

$$E(\tilde{P}_{j,t+1} | \Phi_t) \geq P_{j,t}, \quad [18]$$

$$E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi) \geq 0. \quad [19]$$

Se estes retornos forem realmente nulos, diz-se que a sequência de preços segue um *martingale*, o que teria implicações empíricas importantes. Se assim os preços se comportarem, transações baseadas nas informações disponíveis não poderão proporcionar um retorno superior a uma estratégia de *buy-and-hold* no período em questão.

Retomando as bases do modelo de passeio aleatório, Fama (1969) baseia-se em dois pressupostos discutidos nos modelos anteriores: o preço de um ativo reflete completamente a informação disponível e os retornos são identicamente distribuídos. Estes dois pressupostos sustentam o modelo de passeio aleatório, no qual as distribuições de probabilidade condicional e marginal de uma variável independente aleatória são idênticas, além de que a função de densidade deve ser a mesma em todos os períodos. Fama (1969) ainda chama a atenção para o fato de que a distribuição do retorno é independente da informação disponível. Se os retornos forem constantes ao longo do tempo, a Equação [20] fica restrita a Equação [21].

$$f(r_{j,t+1} | \Phi_t) = f(r_{j,t+1}). \quad [21]$$

Isso significaria que a distribuição dos retornos é independente da informação disponível em  $t$ . Fama (1969) argumenta que o modelo de passeios aleatórios nada mais é do que uma extensão do modelo de mercado eficiente de retornos esperados. O modelo de passeio aleatório emerge quando a evolução das escolhas do investidor gera um ambiente no qual as informações se combinam produzindo um equilíbrio em que as distribuições dos retornos se repetem ao longo do tempo.

No entanto, Fama (1969) faz algumas ressalvas no sentido de que em uma situação real, bastaria que houvesse um número suficiente de investidores que tivessem acesso às informações para que as condições de eficiência fossem alcançadas. Além disso, desacordos entre os investidores em relação às implicações das informações não acarretaria ineficiência, a menos que existam investidores que consistentemente façam avaliações melhores acerca dessas informações em comparação ao que está implícito nos preços.

Fama (1969) testa o modelo empiricamente, pela primeira vez categorizando os testes entre as formas fraca, semi-forte e forte, baseadas nos quatro entendimentos discutidos previamente. Neste momento da história, o CAPM estava recém firmando-se como modelo de precificação e os estudos acerca da eficiência de mercado ainda não tinham consistência. Os testes de eficiência na forma fraca baseiam-se no entendimento de “jogo justo”, ou seja,  $x_t$  é nulo e os retornos são linearmente independentes, mesmo que com defasagens superiores a 1. Assim, os desvios em relação aos retornos esperados são um jogo justo, mas as expectativas

podem depender dos retornos observados. Fama (1969) analisa o retorno de 30 ações da NYSE no período de 1897 a 1959, concluindo que os pressupostos são rompidos, mas em termos econômicos, a magnitude deste efeito é pífia, impossibilitando que isto seja utilizado para previsões lucrativas no futuro.

Os testes de mercados eficientes na forma semi-forte geralmente preocupam-se em verificar se os preços refletem as informações disponíveis. Porém, isto só pode ser verificado frente a um evento gerador de informação, como um *split*, divulgação de demonstrativos, etc. Os estudos iniciais acerca da análise destes eventos remontam a Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969), os quais concluem que os maiores retornos dos ativos acontecem alguns períodos antes do *split*, como uma forma de resposta ao anúncio do próprio *split*, que sinaliza um possível aumento de dividendos. Contudo, os autores concluem que o mercado ajusta-se muito rapidamente, adequando o preço das ações antes que um investidor individual pudesse tirar proveito do anúncio de *split*. Assim, Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969) advogam a favor da eficiência de mercado.

Analisando o resíduo gerado pela regressão linear do modelo de mercado, ou seja, a parcela dos retornos não explicada pela variação do mercado, em ações de empresas que efetuaram *splits*, Fama (1969) verificou que o erro acumulado cresce até o momento do *split*, estabilizando-se posteriormente. Isso demonstra que as empresas realizam os *splits* em momentos excepcionalmente bons, em que o preço das ações aumentou mais do que o esperado em relação ao mercado. Após o *split*, verifica-se que o erro estabiliza-se e o pagamento de dividendos aumenta. Quando a empresa anuncia o *split*, sinaliza que a direção está confiante que poderá manter uma distribuição de dividendos maior no futuro.

O fato de que o resíduo acumulado aumentou muito antes do *split*, mas manteve-se relativamente estável após, dá indícios de que o preço da ação ajusta-se no momento do anúncio do *split* e não propriamente no momento do *split*. O ajuste ocorre devido à expectativa dos investidores com relação ao aumento dos dividendos. Se os dividendos de fato não aumentarem, os resíduos diminuem ao patamar anterior ao anúncio. Esses resultados permitiram a Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969) concluir que o mercado analisado era informacionalmente eficiente. Conclusões similares foram obtidas por Black, Jensen e Scholes (1972).

No que tange a eficiência de mercado na forma forte, Fama (1969) argumenta que até então o único estudo significativo era o de Jensen (1967) acerca dos fundos de investimento. O fato de que a maioria dos fundos de investimento não superaria uma estratégia de *buy-and-hold* evidencia que os gestores não foram capazes de escolher ativos que proporcionassem um

retorno superior. Fama (1969) entende que este pode ser considerado um teste de eficiência de mercado na forma forte. Embora os gestores de fundo tenham contato com profissionais das empresas que tem ações negociadas na NYSE, nenhum fundo consegue manter os retornos consistentemente acima do mercado. Há indícios que corroboram a hipótese de *martingale*.

Com relação a estratégias de compra de ativos, Fama e Blume (1966) analisam o desempenho de uma carteira criada com base em regras de transação<sup>7</sup>, ou seja, verificam se o mercado segue um passeio aleatório ou se é possível montar uma carteira com regras de como e quando comprar e vender os ativos, gerando um desempenho significativamente superior à média do mercado. De uma maneira mais concreta, o trabalho de Fama e Blume (1966) visam confirmar se as regras de transação definidas por Alexander (1961; 1964) são eficientes para a montagem de tais carteiras. As regras de transação visam antecipar-se aos movimentos do mercado, mas seus resultados se aproximam dos de Jensen (1967) no sentido de que se descontados os custos de transação, o retorno não supera o que seria obtido por uma política *buy-and-hold*.

Fama (1976) ratifica a discussão resumindo que a hipótese de mercado eficiente pode ser testada (i) verificando se regras de transação levariam a um lucro anormal, ou seja, se o gestor pode valer-se de sua habilidade negociando ações de forma a obter retorno acima do mercado, consistentemente; (ii) verificando se a informação passada pode ser utilizada para prever corretamente o retorno futuro de um ativo, em uma situação em que o retorno futuro é diferente do esperado. Esta informação passada pode se manifestar na forma de retornos passados, demonstrações financeiras, anúncio de fusão, etc.

A relação da eficiência de mercado com o CAPM é discutida empiricamente por Fama e McBeth (1973). Os autores agregam ao modelo tradicional o retorno ao quadrado e outras medidas de risco específico como variáveis independentes. Os resultados, de uma maneira geral, apóiam a relação linear entre risco e retorno, excluindo a possibilidade de existir outra medida de risco significativa além do mercado. Ao considerarem sub-períodos amostrais, abre-se a possibilidade de não linearidades significativas, mas ao considerar a amostra como um todo, o retorno de mercado torna-se a única variável explicativa significativa, reforçando a idéia de que, no longo prazo, o mercado entra em equilíbrio.

A eficiência de mercado no contexto dos fundos de investimento é discutida por Kon e Jen (1979), em um estudo empírico com 49 fundos no período de janeiro de 1960 a dezembro

---

<sup>7</sup> Tradução livre do original *Transaction Rules*. O autor, em outros estudos, denomina-as *Filter Rules*, ou “regras de filtro”, termos que se referem à mesma coisa. Optou-se por utilizar como padrão o termo “Regras de Transação”.

de 1971, com base no CAPM e no modelo de Black (1972). Eles verificam que a relação risco-retorno não é temporalmente homogênea para diversos fundos. Alguns fundos evidenciaram *performance* superior em alguns sub-períodos amostrais, a qual não se manteve no longo prazo.

A discussão a respeito da informação é estendida por Fama (1984a) para o mercado de títulos da dívida pública dos Estados Unidos. Regressões feitas com o prêmio futuro sendo explicado pela diferença entre a expectativa de retorno futuro e o retorno presente dos títulos da dívida mostraram que, em diversas situações, os prêmios futuros podem ser previstos. Ou seja, a expectativa de retornos passados contém informação acerca de retornos futuros. Fama (1984b) corrobora os resultados, verificando que as expectativas de retorno dos títulos da dívida pública estadunidense de prazo mais longo podem conter informações acerca de seus retornos futuros.

O estudo de Fama (1986) demonstra que a informação contida na estrutura a termo não permite prever os retornos dos títulos. Os prêmios de *default* mudam conforme as condições econômicas, mas de maneira inversa em relação ao esperado: os prêmios para títulos com maior tempo de maturidade são maiores do que os prêmios de títulos com maturidade mais rápida em condições econômicas turbulentas. Além disso, a estrutura a termo não mostrou um comportamento de equilíbrio, de risco e retorno ajustados. Fama (1990) averigua novamente que os preços destes títulos contêm informação sobre prêmios e retornos futuros, embora esta informação seja difícil de ser isolada.

Fama (1991) retoma o cerne da discussão, fazendo uma releitura completa dos trabalhos que compuseram o paradigma da eficiência de mercado e reestruturando as formas de eficiência. Na nova ordenação, a eficiência na forma fraca passa a compreender de uma maneira geral todos os testes de previsibilidade do retorno. Previamente, apenas alguns testes de ordem mais básica para a previsão dos retornos encaixavam-se nesta categoria, que a partir deste momento passa incluir a previsibilidade dada a relação com outras variáveis, como dividendos, taxas de juros, etc. No mesmo sentido, a categoria que Fama previamente havia denominado de testes semi-fortes de ajuste dos preços a anúncios públicos, passa a ser chamada de Estudo de Eventos. Os testes na forma forte, utilizados para verificar se investidores individuais possuem informação não contida nos preços passam a ser denominados Testes de Informações Privilegiadas<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> O autor denomina-as de *Private Information*, cuja tradução literal seria Informações Privadas.

Dessa forma, Fama (1991) salienta que até aquele momento, diversos estudos haviam apoiado a eficiência de mercado. Porém, emergia uma onda de trabalhos que verificavam que outras variáveis influenciavam a precificação, levando ao seguinte questionamento: a previsibilidade do retorno reflete variações racionais nos retornos esperados, desvios irracionais do valor fundamental ou uma combinação dos dois?

Diversos aspectos referentes à previsibilidade dos retornos são analisados por Fama (1991), que averiguam diversas evidências de previsibilidade no curto prazo, devido à auto-correlação. Fama (1965) e Fischer (1966) já haviam verificado isto, mas com certa superficialidade e falta de rigor estatístico, devido às limitações computacionais da época. Lo e MacKinlay (1988) e Conrad e Kaul (1988) verificam que em grande parte, a previsibilidade pode ocorrer devido à falta de sincronia entre os mercados, sendo verificada em dados de alta frequência. Apesar de considerarem que há previsibilidade dos retornos, ela ocorre em magnitude pífia. Estudos que utilizam retornos em frequências menores verificam uma tendência de ausência de auto-correlação, evidenciando que, no longo prazo, as discrepâncias do valor fundamental se ajustam.

Outro ponto ressaltado por Fama (1991) diz respeito à previsibilidade dos retornos com base na distribuição de dividendos<sup>9</sup>, que não necessariamente deve ser interpretada como uma evidência contra a eficiência. Bazu (1977) já havia utilizado índices baseados na distribuição de dividendos como complemento ao CAPM, obtendo sucesso na precificação. Em um mercado eficiente, o poder de previsibilidade desta variável deve-se ao fato de que o preço se ajusta a ela, tomando por base as taxas de desconto e expectativas de retorno vigentes. Contudo, em uma bolha irracional, a relação dividendo/preço (D/P) é pequena e os preços das ações se movem além do valor fundamental, até que no longo prazo entrem em equilíbrio novamente.

Embora tenha poder de previsão, Fama (1988) não encontrou evidências de que isso pudesse ocasionar retornos significativamente negativos. Contudo, Poterba e Summers (1988) em estudo semelhante, argumentam que estas seriam evidências consistentes contra a eficiência de mercado.

Entre outras anomalias que se tornaram conhecidas, pode-se citar o efeito tamanho, cujo precursor foi Banz (1981), que averiguou que investimentos em empresas pequenas proporcionam retornos superiores em relação aos investimentos em empresas grandes. Mesmo assim, o CAPM<sup>10</sup> é considerado por Fama (1991) um modelo adequado, embora o retorno do

---

<sup>9</sup> Dividend Yields (D/P).

<sup>10</sup> Fama (1991) refere-se ao CAPM como modelo Sharpe-Lintner-Black (SLB).

mercado não possa ser considerado a única variável capaz de explicar os retornos dos ativos. Entre os diversos modelos que complementam o CAPM, Fama (1991) destaca os de Merton (1973) e o de Ross (1973). Efeitos relacionados às diferenças de tamanho e à alavancagem são também exploradas, sendo esta última um fator de risco adicional, ao encontro do que foi verificado por Ramadan (2012). Neste sentido, Fama (1991) inicia a discussão acerca de como a diferença entre as empresas maiores e menores, bem como entre o valor de mercado e o valor contábil, podem explicar parte do retorno dos ativos, o que viria a culminar no modelo de três fatores de Fama e French (1993). Os autores argumentam que este modelo torna a relação dividendo/preço e a alavancagem irrelevantes para explicar o retorno dos ativos. Este modelo concorre com o modelo APT de Ross (1973) e Chen, Roll e Ross (1986), que segundo Fama (1991) é de difícil interpretação econômica, não passando de um modelo empírico. Além disso, Fama (1991) critica o APT pela desconsideração do efeito tamanho e das oportunidades geradas pela montagem de uma carteira.

A segunda categoria definida por Fama (1991) diz respeito ao estudo de eventos, iniciado por Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969). Entre os principais resultados da extensa literatura que havia se ramificado, verificou-se tendência de relação positiva entre o anúncio de distribuição de dividendos e preço das ações; relação negativa entre emissão de novas ações e preço das ações; relação positiva entre recompra e preço das ações. De uma forma geral, os estudos de eventos, incluindo o original, verificam que a dispersão dos retornos aumenta próximo da ocorrência de um evento, gerando oportunidades para ganhos/perdas além do esperado, mas que o mercado se ajustado em pouco tempo. Assim, Fama (1991) considera os estudos de eventos a evidência mais limpa a favor da eficiência.

Os testes para informações privilegiadas constituem a terceira categoria definida por Fama (1991), primeiramente conhecida como testes na forma forte. Estes testes visam verificar se algum indivíduo detém informações que viabilizarão a obtenção de um lucro não acessível aos demais atuantes no mercado, ou seja, informações que não se refletem nos preços das ações.

Segundo Fama (1991), há diversas evidências que apontam que alguns analistas e gestores de carteira possuem informações privilegiadas. Eles se manifestam, muitas vezes, na forma de *insider traders*, ou seja, indivíduos que tem uma relação muito próxima com a empresa, como um vínculo empregatício. O autor ainda cita uma famosa publicação intitulada *Value Line Investment Survey*, voltada para profissionais do mercado, que publica prospectos de retornos futuros de ações, classificando-as em grupos de acordo com seu desempenho. Há evidências de que as empresas classificadas no grupo de melhor prospecto efetivamente



apresentam os melhores resultados, evidenciando que os analistas de mercado possuem informações privilegiadas. Apesar de grande parte das evidências corroborarem esta hipótese, o autor relembra o estudo de Jensen (1967), que verificou que a maioria dos fundos de investimento não agregava valor aos quotistas, tendo se tornado um marco a favor da eficiência de mercado.

Embora a hipótese de eficiência de mercado não seja facilmente rejeitada, o retorno dos ativos pode ser explicado por outros fatores além do retorno de mercado. Fama e French (1992) reforçam a discussão sobre quais variáveis afetam o retorno esperado, dando os passos iniciais para aquilo que viria a se transformar no famoso modelo de três fatores, baseado parcialmente em Banz (1981). O autor havia verificado que a variável *market equity* (ME), definida como o preço de mercado das ações multiplicado pelo número de ações, ou seja, o valor de mercado da empresa, é capaz de explicar parte do retorno. Empresas menores tendem a apresentar maior retorno, proporcionalmente ao seu valor de mercado. A alavancagem também tem poder explicativo, segundo Bandhari (1988), pois trata-se de uma forma de risco. A relação do valor contábil (BE) com o valor de mercado (ME) também agrega poder explicativo e é analisada por Fama e French (1992) com base nos estudos anteriores de Stattman (1980), Rosenberg *et. al.* (1985) e Lakonishok (1991). Esta relação tornou-se conhecida como *Book-to-Market* (BE/ME).

Outra variável analisada por Fama e French (1992) é a *earnings-price* (E/P), baseados em Basu (1983). Trata-se de uma variável que mensura todos os ganhos em relação ao preço da ação, generalizando a variável *dividend yields* (D/P).

Analisando dados das três principais bolsas de valores existentes nos Estados Unidos na época, *New York Stock Exchange* (NYSE), *American Stock Exchange* (AMEX), *National Association of Securities Dealers Automated Quotations* (NASDAQ) no período de 1962-1989, os autores verificam a significância das variáveis BE/ME, E/P, alavancagem, além do próprio retorno de mercado, na explicação dos retornos dos ativos. Fama e French (1992) verificaram que a relação entre o tamanho e o retorno era maior do que a relação entre o Beta do CAPM e o retorno. Em compensação, a variável BE/ME tem efeito explicativo muito forte e quando incluída no modelo, substitui a alavancagem e a E/P.

Jegadeesh e Titman (1993) testam a estratégia de comprar ações “ganhadoras” e vender ações “perdedoras”, ou seja, testam uma carteira montada com ações que apresentaram os maiores retornos no passado recente (6 meses), ajustando-a com a retirada das ações que obtém os retornos menores. No período de 1965 a 1989, a carteira foi capaz de gerar um excesso de retorno significativamente mais alto do que o mercado, sendo que os retornos dos

ativos desta carteira não poderiam ser atribuídos simplesmente ao risco sistemático. Contudo, cerca de metade do excesso de retorno gerado pela carteira dissipa-se em até dois anos. Sua interpretação acerca destes resultados é de que os preços movem-se temporariamente além/aquém de seus valores de longo prazo devido a uma reação excessiva do mercado. O argumento da reação excessiva do mercado já havia sido cogitado e rejeitado por DeBondt e Thaler (1985).

Evoluindo a partir do caráter aleatório dos preços dos ativos, a hipótese de mercado eficiente se tornou um paradigma nas décadas de 1970 e 1980, ainda não completamente suplantado. Em grande parte, o paradigma se mantém porque testar a eficiência é um tanto complicado; o que existem são indícios a favor ou contra a sua existência, como quando analisadas as tentativas de obter retornos superiores ao mercado ou o emprego de informações privilegiadas. Segundo Dimson e Mussavian (1998), embora a década de 1990 tenha sido proeminente em estudos contra a eficiência de mercado, ainda era difícil acreditar que as anomalias encontradas pudessem ser utilizadas para a obtenção de lucro.

Fama (1998) rejeita a literatura construída contra a eficiência de mercado, argumentando que as anomalias são aleatórias, ou seja, não tem consistência; que a reação excessiva positiva é tão comum quanto à reação excessiva negativa; que os retornos anormais pós-evento como continuação de retornos anormais pré-evento são tão comuns quanto à inversão dos retornos pós-evento. Grande parte das anomalias encontradas estaria ligada às diferenças de metodologia e tende a desaparecer com a mudança ou ajuste dela.

Ainda com relação às críticas à eficiência, Fama (1998) argumenta que embora alguns possam rejeitar a hipótese de eficiência, a hipótese contrária (ineficiência) é completamente vaga, além de que raramente são testados modelos alternativos. A teoria da eficiência é, como todas as teorias científicas, limitada e só poderia ser substituída por um modelo melhor e mais específico, o qual ainda estaria sujeito a rejeição por testes empíricos.

A discussão gerada por Fama, ao longo de todos os estudos citados nesta seção, pode ser inserida no universo dos ETFs de várias formas, porém a principal está na relação entre valor de mercado e valor fundamental. O fato de que os ETFs têm cotas negociadas em bolsa de valores geram o problema de que estas cotas podem apresentar valor diferente do valor patrimonial do próprio ETF (pois não possuem a mesma marcação a mercado que os fundos de investimentos tradicionais), ou seja, aquilo que Fama denominaria valor fundamental. Simplificadamente, um indicativo de eficiência pode encontrar-se nesta relação, em que cotas com valor e oscilação muito diferentes de seu valor fundamental podem indicar oportunidades de arbitragem.

Este problema de precificação, oriundo da relação BE/ME do ETF, pode ser denominado desvio do preço. Existe a possibilidade de que o desvio do preço seja explicado por outras variáveis, o que foi discutido especialmente por Fama (1991). Ainda, é possível que um desvio de precificação positivo tenha efeitos diferentes de um desvio negativo, embora isto tenha sido rejeitado por Fama (1998).

Como grande parte do esforço de Fama foi aplicado para demonstrar a insuficiência do CAPM neste contexto, a seção 3.3 dará continuidade a esta discussão discorrendo sobre os modelos tradicionais que visam complementar esta abordagem.

### **3.3 Modelos complementares ao CAPM**

Esta seção objetiva abordar os modelos complementares ao CAPM mais consolidados, frequentemente aplicados aos fundos de investimento tradicionais. Vários estudos colaboraram para o surgimento de modelos complementares, como Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977), Ang e Chua (1979), que argumentaram que apenas a co-variância com o mercado não basta para explicar o excesso de retorno; seria preciso incluir outros momentos superiores, como a co-assimetria e a co-curtose.

Nos anos de 1990, os modelos preconizados por Grinblatt e Titman (1989), Grinblatt e Titman (1992), Fama e French (1992), Grinblatt e Titman (1994) e Carhart (1997) lançaram novas bases para a precificação dos fundos de investimento, ampliando a discussão. As seções 3.3.1, 3.3.2 e 3.3.3 discorrerão acerca destes modelos.

#### **3.3.1 O Modelo de Três Fatores**

A validade do CAPM certamente é um dos temas mais polêmicos em finanças. As críticas não se limitam apenas a influência do efeito tamanho ou dos momentos superiores. Grinblatt e Titman (1989) e Jegadeesh e Titman (1993) levantam novos questionamentos acerca do CAPM, após um período de pouca produção acerca do tema.

As diferenças entre as modalidades de gestão ativa e passiva de fundos de investimento, entre outros tópicos, são verificadas no trabalho de Grinblatt e Titman (1989). Duas bases são formadas: uma com viés de sobrevivência e outra sem, com dados de 1974 a 1984. O Alfa de Jensen (1967) aponta que os fundos classificados no quintil de menor patrimônio líquido obtêm retornos significativamente superiores, assim como fundos classificados como *agressive growth* e *growth*. Contudo, ao considerar os retornos líquidos, os fundos não são capazes de superar o mercado. Em resumo, seus resultados sustentam que as despesas de transação (corretagem) são inversamente proporcionais ao tamanho do fundo,

além de que existem retornos brutos anormais, mas não retornos líquidos anormais, sendo que os retornos líquidos não possuem relação alguma com o tamanho do fundo; fundos geridos passivamente proporcionam melhores rendimentos aos investidores, pois não destroem valor.

Buscando explicações para os ganhos anormais, os retornos de ações das bolsas NYSE e AMEX no período de 1965 a 1989 são analisados por Jegadeesh e Titman (1993), os quais trazem à tona os efeitos da estratégia de comprar ações com retorno positivo no passado e vender ações com retorno negativo no passado. Seus resultados sustentam que o investidor que comprou as ações com melhores retornos nos últimos 6 meses e manteve-as por mais 6 meses obteve excesso de retorno anual médio de 12,01%. Contudo, tais retornos são dissipados em até dois anos.

Críticas são suscitadas também por Fama e French (1992), que valendo-se da base de dados do *Center for Research in Security Prices* (CRSP), sustentam que o modelo de Jensen (1967) foi significativo e relevante para explicar os retornos do período compreendido entre 1926 e 1968, exibindo relação positiva entre risco e retorno. Contudo, no período entre 1963 a 1990, esta relação desaparece, sendo que o retorno dos fundos parece estar relacionado mais a fatores como tamanho e relação entre valor contábil/valor de mercado (*book-to-market*), também conhecida como relação BE/ME.

Assim sendo, Fama e French (1993) delineiam um novo modelo para precificação de ativos, incluindo no CAPM a variável HML (*high minus low*), que capta a razão entre o valor contábil e o valor de mercado, e a variável SMB (*small minus big*), que capta a diferença entre os retornos de portfólios pequenos e grandes. Tal modelo posteriormente ficou conhecido simplesmente como “Modelo de Três Fatores”.

Fama e French (1992) documentaram que empresas com alta relação BE/ME tendem a ter baixos ganhos, enquanto empresas com baixa relação BE/ME tendem a ter maiores ganhos. Para os autores, tal situação tem fundamento econômico e tende a persistir por cinco anos após a mensuração do índice BE/ME. Ainda, Fama e French (1992) verificaram que a relação BE/ME explica uma parcela maior do retorno das ações do que o efeito tamanho.

Para a formação dos fatores HML e SMB, Fama e French (1993) ranquearam as ações da NYSE em junho de cada ano entre 1963 e 1991 de acordo com o seu valor de mercado, segregando-as em dois grupos denominados *small* (S) e *big* (B). Da mesma forma, ranquearam as mesmas ações de acordo com o índice BE/ME, segregando-as em três grupos: *low* (L), *medium* (M) e *high* (H)<sup>11</sup>. O grupo L incluía 30% das ações, classificadas com baixo

---

<sup>11</sup> Os grupos *small*, *big*, *low*, *medium* e *high* poderiam ser traduzidos como pequeno, grande, baixo, médio e alto, respectivamente.

BE/ME; o grupo M, 40% das ações, com BE/ME mediano; por fim, o grupo H, com as ações com maior BE/ME, representando 30% do total. Então, construíram seis carteiras da intersecção dos dois grupos de tamanho com os três grupos de BE/ME. Estas carteiras foram denominadas S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H, sendo que a carteira S/L representa as ações classificadas concomitantemente como *small* e *low* e assim sucessivamente.

O fator *small minus big* (SMB) foi formado pela diferença, calculada mensalmente, entre a média simples de retorno das carteiras com ações de empresas pequenas (S/L, S/M e S/H) e a média simples de retorno das carteiras com ações de empresas grandes (B/L, B/M e B/H). O fator *high minus low* (HML) foi formado de maneira similar, como a diferença, calculada mensalmente, entre a média simples do retorno das carteiras com maior BE/ME (S/H e B/H) e a média simples do retorno das carteiras com menor BE/ME (S/L, B/L). Segundo Fama e French (1993), este procedimento livra a análise do efeito *book-to-market* do viés de tamanho. Além disso, os fatores SMB e HML não são significativamente correlacionados entre si.

Dessa forma, o fator SMB é a média do retorno das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno das três carteiras de ações de empresas grandes, conforme Equação [22].

$$SMB_t = \frac{(S/L)_t + (S/M)_t + (S/H)_t}{3} - \frac{(B/L)_t + (B/M)_t + (B/H)_t}{3}. \quad [22]$$

Na Equação [22],  $(S/L)_t$ ,  $(S/M)_t$ ,  $(S/H)_t$ ,  $(B/L)_t$ ,  $(B/M)_t$ , e  $(B/H)_t$  representam, respectivamente, as variáveis *small value*, *small neutral*, *small growth*, *big value*, *big neutral*, *big growth*.

De maneira análoga, o fator HML é a média do retorno das duas carteiras de ações de empresas com alto BE/ME subtraído o retorno das duas carteiras de ações de empresas com baixo BE/ME, conforme representado pela Equação [23].

$$HML_t = \frac{(S/H)_t + (B/H)_t}{2} - \frac{(S/L)_t + (B/L)_t}{2}. \quad [23]$$

Na Equação [23],  $(S/H)_t$ ,  $(B/H)_t$ ,  $(S/L)_t$ , e  $(B/L)_t$  representam, respectivamente, as variáveis *small growth*, *big growth*, *small value* e *big value*. De forma simplificada, o modelo de Fama e French (1993) pode ser representado pela Equação [24].

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_i (R_{M,t} - R_{f,t}) + SMB_t + HML_t + \varepsilon_{i,t}. \quad [24]$$

Na Equação [24],  $(R_{i,t} - R_{f,t})$  é o excesso de retorno do fundo de investimento  $i$  no período  $t$ ;  $(R_{M,t} - R_{f,t})$  é o excesso de retorno do mercado  $M$  no período  $t$ ;  $\beta_i$  é a medida do

risco sistemático;  $SMB_t$  é o fator *small minus big* para o período  $t$ ;  $HML_t$  é o fator *high minus low* para o período  $t$ ;  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro aleatório do fundo  $i$  no período  $t$ .

Fama e French (1993) utilizaram o modelo de três fatores para precificar diversas carteiras. Os coeficientes gerados pelo fator SMB foram maiores do que 1,5 para carteiras com ações do menor quintil (empresas pequenas), mas apenas de 0,3 para empresas do maior quintil (empresas grandes). O coeficiente gerado pelo fator HML é de -1 para o quintil de empresas com menor índice BE/ME e próximo de zero para a carteira formada com empresas com o maior índice BE/ME. Os autores argumentam que o índice BE/ME está ligado com a rentabilidade das empresas, pois empresas com maior BE/ME apresentam menores ganhos e vice-versa.

Khotari *et al.* (1995) criticam Fama e French (1993) pelo uso de dados mensais, pois se fossem utilizados dados de frequência maior, o coeficiente Beta poderia ser significativo. Além disso, o viés de sobrevivência poderia influenciar seriamente a significância do índice BE/ME. Fama e French (1996) contra-argumentam e demonstram que a extinção de certos ativos pode ocorrer devido à causas além da falência e que a extinção por falência é verificada apenas em ativos de empresas menores. Os autores também geram 10 carteiras de ações, segregadas valor de mercado, da NYSE e estimam os seus coeficientes Beta com dados de frequência mensal e anual de 1928 a 1993, evidenciando que as diferenças do Beta devem-se ao efeito tamanho. Porém, Fama e French (1996) ressaltam que um baixo coeficiente Beta pode advir de uma má escolha quanto a *proxy* de mercado.

Fama e French (1998) discorrem que gestores de ativos costumam denominar de *Value Stocks* as ações com alto índice BE/ME e de *Growth* as ações com baixo BE/ME. No mercado estadunidense, diversos estudos foram realizados com o objetivo de verificar quais apresentam retornos maiores, mas os resultados são incongruentes. Nesse sentido, Fama e French (1998) visam verificar qual a relação entre retorno e ações classificados como *Value* e *Growth*, expandindo a análise para diversos países, tanto emergentes quanto desenvolvidos. De uma maneira geral, os autores verificaram que ações *Value* tem retornos maiores, superando as *Growth* em 12 dos 13 maiores mercados mundiais no período entre 1975 e 1995. O CAPM internacional não foi suficiente para explicar o retorno de ativos internacionais, mas o ICAPM com uma variável macroeconômica, que segundo os autores poderia ser também considerado um modelo APT, apresentou coeficiente significativo<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup> Nesse ponto, evidencia-se certa confusão que existia à época devido à denominação ICAPM servir tanto para designar o ICAPM de Merton (1973), que é intertemporal e inclui uma variável macroeconômica e o ICAPM de Bekaert e Harvey (1995), que é um CAPM adaptado a mercados internacionais. Os modelos ainda são análogos

Fama e French (2006a) retomam o assunto, questionando se o CAPM explica o prêmio *Value*, ou seja, o excesso de retorno gerado pelas ações *Value* em relação às ações *Growth*, além de verificar se o Prêmio *Value* varia em função do tamanho. Seus resultados apontam que há Prêmio *Value* na maioria dos países pesquisados, sendo a única ressalva os Estados Unidos pós 1963. O prêmio *Value* é maior nas empresas maiores e os efeitos dele, somados ao efeito tamanho, rejeitam a hipótese de que o Beta do CAPM é a melhor forma de precificação. Fama e French (2006b) encontraram indícios de que, controlando outras variáveis, empresas com maior lucratividade e com maior BE/ME apresentam maior retorno.

Griffin (2002) examinou se os três fatores de Fama e French (1993) podem ser generalizados para uma versão global ou se são específicos para cada país. O autor adapta o modelo incluindo as três variáveis originais calculadas para cada mercado (Estados Unidos, Reino Unido, Canadá e Japão) e mais três variáveis análogas às originais, porém calculadas como proxies para o mercado mundial. Seus resultados demonstraram que a adição das variáveis de mercado mundiais agregam pouco à explicação dos retornos, em relação às variáveis domésticas, que geram coeficientes maiores.

Faff (2001) aplica o modelo de três fatores ao mercado australiano no período de 1991 a 1999, encontrando coeficiente significativo e negativo para a variável SMB, indicando que empresas maiores apresentam retorno maior. O fator HML é significativo e positivo, de uma maneira geral. Gaunt (2004), em estudo similar, com dados de 1991 a 2000, evidenciando que o modelo explica melhor os retornos das ações australianas do que o CAPM devido ao efeito tamanho, pois a variável HML não apresenta significância.

Cao *et al.* (2005) aplicaram o modelo de Fama e French (1993) ao mercado Chinês, comparando o seu poder de previsão com um modelo de redes neurais. Com dados de frequência diária (o primeiro até então) de 367 empresas, encontram diferenças significativas entre o poder de previsão dos modelos, indicando que o modelo de redes neurais prevê os retornos com maior acurácia.

O modelo de três fatores foi expandido por Chen e Zhang (2009), que incluem duas novas variáveis independentes: *Return on Asset* (ROA) e *Investment-to-assets* (I/A)<sup>13</sup>. Os autores compreendem que estes novos fatores não precisam ser necessariamente interpretados como fatores de risco, mas como uma precificação mais parcimoniosa por verificar

---

ao Modelo APT de Chen, Roll e Ross (1986), que constitui-se como um CAPM acrescido de variáveis macroeconômicas.

<sup>13</sup> O Índice I/A foi calculado neste estudo como a variação anual no valor de certas propriedades da empresa, como planta produtiva, equipamentos e estoques, dividida pelo valor contábil defasado.

influências adicionais. Apesar de gerar coeficientes significativos para as novas variáveis inseridas, o poder de explicação do modelo proposto foi similar ao original.

Abhakorn (2013) agregam os fatores SMB e HML ao *consumption-based* CAPM (C-CAPM), evidenciando que o fator HML contribui para a explicação dos retornos, ao contrário do fator SMB. Os coeficientes gerados pelo HML são especialmente maiores para os portfólios com menor índice BE/ME. Foye *et. al.* (2013) aplicam uma re-especificação do modelo de três fatores aos estados membros da União Europeia que ingressaram em 2004. O novo modelo agrega uma variável calculada de maneira análoga às demais, mas que ranqueia as ações pelo índice NI/CFO<sup>14</sup>, que representa a razão entre lucro líquido e fluxo de caixa de atividades operacionais. Enquanto o modelo tradicional apresentou pouco poder de explicação para estes países emergentes, o modelo proposto fez com que a variável agregada fosse significativa e trouxe considerável melhoria no poder de explicação do modelo.

Sehgal e Balakrishnan (2013) averiguam a robustez do modelo de Fama e French no mercado indiano, analisando 465 empresas do índice BSE-500 no período de 1996 a 2010. Empregando o modelo original de Fama e French (1993) e formas alternativas de construção deste, os autores concluem que o modelo de três fatores explica melhor os retornos do que o CAPM, embora ambos possuam limitações.

### 3.3.2 O Modelo de Quatro Fatores

O modelo de Fama e French (1993) foi expandido por Carhart (1997) com a adição de mais um fator: o momento<sup>15</sup>, baseado no resultado dos estudos de Jegadeesh e Titman (1993), os quais haviam averiguado que fundos de investimento que apresentavam retorno superior em dado semestre tendiam a apresentar retorno superior no semestre, mas não nos semestres subsequentes. Essa anomalia, chamada de momento de um ano, foi comprovada na análise de dados de retorno mensal de 1892 fundos de investimento do mercado estadunidense, de janeiro de 1962 a dezembro de 1993.

A amostra pesquisada pode ser considerada livre de viés de sobrevivência, pois incluía todos fundos que estiveram ativos em algum momento dentro do período analisado. Porém, em dezembro de 1993, um terço de todos os fundos analisados havia encerrado suas atividades, criando um viés que não pode ser ignorado.

A formação da variável se dá pela diferença entre o retorno das ações mais rentáveis e o retorno das ações menos rentáveis, com base na metodologia proposta por Hendricks, Patel

---

<sup>14</sup> Do inglês, *net income/ cash flow from operating activities*

<sup>15</sup> Também conhecido como “*momentum*” e frequentemente representado pela sigla PR1YR.



e Zeckhauser (1993). O fator momento representa a média ponderada do retorno dos 30% melhores fundos nos últimos 11 meses, defasada em um período, menos a média ponderada de retorno dos 30% piores fundos nos últimos 11 meses, também defasada em um período. Carhart (1997) denomina o fator momento de PR1YR, sendo que o modelo pode ser representado pela Equação [25].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4PR1YR_{t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad [25]$$

Na Equação [25],  $(r_{i,t} - r_{f,t})$  é o excesso de retorno do ativo ou portfólio  $i$ , no período  $t$ ;  $(r_{M,t} - r_{f,t})$  é o excesso de retorno do mercado  $M$ , no período  $t$ ;  $SMB_t$  é o fator *small minus big* no período  $t$ ;  $HML_t$  é o fator *high minus low* no período  $t$ ;  $PR1YR_{t-1}$  é o fator momento no período  $t-1$ ;  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro aleatório do fundo  $i$  no período  $t$ .

Carhart (1997) segrega a sua amostra em 10 portfólios, rebalanceados anualmente, e precifica o seu retorno através do modelo de quatro fatores. O fator momento foi significativo para explicar o retorno dos 10 portfólios, apresentando coeficiente maior nas carteiras com fundos de melhor *performance*. Porém, o mais importante legado deve-se ao fato de que o modelo de quatro fatores apresentou  $R^2$  consideravelmente superior ao CAPM, especialmente ao explicar o retorno de fundos com maior *performance*. Além do ajuste superior ao CAPM, o modelo de Carhart (1997) sustenta o mérito de evidenciar, ao menos parcialmente, o fenômeno *hot hands* no mercado estadunidense, pois fundos que apresentam *performance* superior em um dado ano, apresentam também no ano subsequente. Contudo, esta boa *performance* persiste apenas por um período.

Bialkowski e Otten (2011) analisam a *performance* de fundos de investimento poloneses através do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), com dados mensais de janeiro de 2000 a janeiro de 2008. A análise do fator momento evidenciou que a diferença mensal entre a carteira dos fundos vencedores<sup>16</sup> e a carteira dos fundos perdedores é de 1,46% a.m. para fundos internacionais e 1,12% a.m. para fundos domésticos. A estratégia de comprar fundos ganhadores do passado e vender os fundos perdedores do passado geraria um retorno entre 13,44% e 17,52% a.a. O coeficiente linear gerado pelo modelo de quatro fatores é interpretado como medida de *performance*, analogamente ao Alfa de Jensen (1967), evidenciando que os fundos não agregam valor, pois geram coeficientes negativos

---

<sup>16</sup> A literatura tradicional denominou de *winner*s (ganhadores) os ativos com maior retorno no período, enquanto *loser*s (perdedores) é a denominação usual para os ativos do menor retorno. Frequentemente, o fator de Carhart (1997) é denominado *Winners minus losers* (WML). Também é frequente a utilização da sigla MOM, referindo-se a momento.

significativos. Fundos domésticos, de uma maneira geral, apresentam resultados melhores do que fundos internacionais, provavelmente devido a um maior conhecimento do mercado local.

Lai e Lau (2010) examinaram 311 fundos de investimento malaios de janeiro de 1990 a dezembro de 2005, usando o CAPM e os modelos de três e quatro fatores, além do índice de Sharpe (1966). De uma maneira geral, os autores verificaram que os fundos apresentaram melhor relação retorno-risco do que o mercado e que todos os quatro fatores foram significativos, embora nos últimos anos analisados seus coeficientes tenham sido menores. Considerando que o coeficiente SMB foi superior ao HML, percebe-se que os fundos são mais orientados a estratégias de valor. O fator momento apresentou coeficiente significativo e positivo, evidenciando que os fundos tiram proveito de estratégias de comprar vencedores e vender perdedores.

No contexto brasileiro, Caldeira *et al.* utilizou o modelo de quatro fatores para selecionar carteiras de mínima variância, baseando-se em observações diárias de 61 ações do índice Ibovespa de janeiro de 2000 a dezembro de 2010. A abordagem permite uma especificação mais parcimoniosa, entregando carteiras de menor risco.

Os modelos sugeridos por Fama e French (1993) e Carhart (1997) ganharam importância e tornaram-se muito conhecidos no meio acadêmico das finanças. Todavia, não foram os únicos a sugerirem expansões no CAPM. A seção 3.3.3 dedica-se aos estudos que visaram complementá-lo de outra forma: com a inclusão de momentos superiores.

### 3.3.3 Modelos de Precificação Incorporando Momentos Superiores

A teoria de finanças considera que há dois tipos de risco: sistemático e não-sistemático (ou idiossincrático) (JENSEN, 1967). O risco não-sistemático é inerente a cada opção de investimento e o risco sistemático é o risco das oscilações do mercado. O tradicional CAPM baseia-se na dicotomia do risco-retorno, sendo que, nesta abordagem, o risco não-sistemático pode ser eliminado através da diversificação. O risco de mercado é representado pelo Beta, que é o coeficiente da covariância do retorno dos fundos em relação ao retorno do mercado. A variância pode ser entendida como a média dos desvios de cada observação em relação à média, elevados ao quadrado. Também é conhecida como o segundo momento em torno da média. A covariância, contudo, é a medida de quanto duas variáveis variam conjuntamente. No contexto deste estudo, a covariância do CAPM mede o quanto o excesso de retorno dos fundos de investimento varia conjuntamente com o excesso de retorno do mercado. O Beta é comumente utilizado como uma medida da sensibilidade do excesso de retorno esperado do

ativo em relação ao excesso de retorno esperado do mercado, ou seja, da exposição do ativo a variações no valor de mercado. Esta relação pode ser expressa pela Equação [26].

$$E[r_i] = \frac{Cov(r_i, r_M)}{E[(r_M - E(r_M))^2]} E[r_M]. \quad [26]$$

Na equação [26],  $E[r_i]$  e  $E[r_M]$  representam, respectivamente, os excessos de retorno para o fundo  $i$  e para o mercado  $M$ ;  $Cov(r_i, r_M)$  é a covariância entre os retornos dos fundos e o retorno do mercado;  $E[(r_M - E(r_M))^2]$  representa a variância do retorno do mercado. Na prática, utiliza-se uma *proxy* de mercado (por exemplo, o Ibovespa) e o CAPM aplicado aos fundos de investimento pode ser representado como na Equação [27].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i (r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}. \quad [27]$$

Na equação [27],  $r_{i,t} - r_{f,t}$  é o excesso de retorno do portfolio  $i$ , no período  $t$ ;  $(r_{M,t} - r_{f,t})$  é o excesso de retorno do mercado  $M$ , no período  $t$ ;  $\alpha_i$  é uma constante;  $\beta_i$  é o coeficiente da variância sistemática, para o portfolio  $i$ ;  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro aleatório.

Várias foram as tentativas de modificar o CAPM. Miller e Scholes (1972), Kraus e Litzenberger (1976), Lee (1977), Ang e Chua (1979) argumentam que apenas a co-variância não basta para explicar o excesso de retorno; seria preciso incluir outros momentos superiores, como a co-assimetria e a co-curtose. Nos anos de 1990, os modelos preconizados por Grinblatt e Titman (1989), Jegadeesh e Titman (1989), Jegadeesh e Titman (1993), Fama e French (1992), Fama e French (1993) e Carhart (1997) lançaram novas bases para o estudo da *performance* dos fundos de investimento, ampliando a discussão para além dos momentos superiores.

Kraus e Litzenberger (1976) incluíram no modelo a co-assimetria, também chamada de assimetria sistemática. O coeficiente de assimetria representa a falta de simetria da distribuição dos retornos. A distribuição normal possui coeficiente de assimetria nulo, fazendo com que a curva de distribuição seja espelhada. Uma distribuição com assimetria negativa apresenta curva de frequência longa e fina, à esquerda da média (o que poderia levar a perdas, por parte do investidor) e curta e grossa à direita da média. A assimetria positiva, ao contrário, caracteriza-se por possuir cauda longa e fina à direita da média (dando indícios de ganhos elevados) e curta e grossa à esquerda da média. A assimetria também é conhecida como o terceiro momento em torno da média. A co-assimetria, também chamada de assimetria sistemática, a exemplo da covariância, é a medida de quanto a assimetria do excesso de retorno dos fundos de investimento varia conjuntamente com a assimetria do excesso de

retorno da *proxy* de mercado. O modelo que inclui a co-assimetria pode ser representado como na Equação [28].

$$E[r_i] = \frac{\text{Cov}(r_i, r_M)}{E[(r_M - E(r_M))^2]} E[r_M] + \frac{\text{Cov}(r_i, r_M^2)}{E[(r_M - E(r_M))^3]} E[r_M^2]. \quad [28]$$

O modelo apresentado na equação [28] difere do CAPM devido à adição da assimetria sistemática, que é a razão entre a covariância dos retornos do fundo com o quadrado do excesso de retorno do mercado. O modelo que agrega a assimetria sistemática também pode ser expresso pela Equação [29].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i (r_{M,t} - r_{f,t}) + \gamma_i (r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \varepsilon_{i,t}. \quad [29]$$

Na equação [29],  $r_{i,t} - r_{f,t}$  é o excesso de retorno do portfólio  $i$  no período  $t$ ;  $(r_{M,t} - r_{f,t})$  é o excesso de retorno do mercado  $M$ , no período  $t$ ;  $\alpha_i$  é uma constante;  $\beta_i$  é o coeficiente da variância sistemática;  $\gamma_i$  é o coeficiente da assimetria sistemática;  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro aleatório.

Fang e Lai (1997) estendem novamente o modelo, adicionando a curtose sistemática, o quarto momento em torno da média, demonstrando que o excesso de retorno está condicionado também à co-curtose. A curtose é uma medida de dispersão que caracteriza o “achatamento” da curva da função de distribuição. Se a curtose for igual a 3, tem o mesmo achatamento que a distribuição normal. Se a curtose for superior a 3, a distribuição é afunilada e com caudas finas e é chamada platicúrtica. Se a curtose for inferior a 3, a distribuição é achatada e possui caudas grossas, sendo chamada de leptocúrtica. A co-curtose ou curtose sistemática é a medida de quanto a curtose da distribuição dos retornos dos fundos de investimento varia conjuntamente com a distribuição dos retornos da *proxy* de mercado. O modelo pode ser expresso pela Equação [30].

$$E[r_i] = \frac{\text{Cov}(r_i, r_M)}{E[(r_M - E(r_M))^2]} E[r_M] + \frac{\text{Cov}(r_i, r_M^2)}{E[(r_M - E(r_M))^3]} E[r_M^2] + \frac{\text{Cov}(r_i, r_M^3)}{E[(r_M - E(r_M))^4]} E[r_M^3]. \quad [30]$$

A fórmula consistente com o CAPM, incluindo o quarto modelo em torno da média, pode ser representada por [31].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1 (r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2 (r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \beta_3 (r_{M,t} - r_{f,t})^3 + \varepsilon_{i,t}. \quad [31]$$

Na Equação [31],  $r_{i,t} - r_{f,t}$  é o excesso de retorno no período  $t$ ;  $(r_{M,t} - r_{f,t})$  é o excesso de retorno do mercado  $M$ , no período  $t$ ;  $\alpha_i$  é uma constante;  $\beta_1$  é o coeficiente da variância sistemática, no período  $t$ ;  $\beta_2$  é o coeficiente da assimetria sistemática, no período  $t$ ;  $\beta_3$  é o coeficiente da curtose sistemática, no período  $t$ ;  $\varepsilon_{i,t}$  representa o erro aleatório. A

seção 3.3.4 apresenta estudos anteriores baseados nos modelos que incorporam momentos superiores.

### 3.3.4 Resultados de estudos anteriores com base nos modelos que incorporam momentos superiores

Buscando o entendimento de vieses do recém-formado CAPM, Lintner (1965) regressou as taxas de retorno médias de ações com risco sistemático e variância residual para mostrar a importância da variância residual do CAPM na explicação da variação de taxas de retorno médias.

Miller e Scholes (1972), em relação à experiência de Lintner (1965), detectaram vários outros possíveis causadores de viés testando relações de risco e retorno, sendo que o resultado mostrou que o efeito da co-assimetria é o fator principal na explicação desses vieses.

A curtose, quarto momento em torno da média, pode ser entendida, de uma forma simplificada, como a variância da variância. Mandelbrot (1963) foi um dos precursores do estudo do excesso de curtose em dados financeiros, tendo percebido que a distribuição das variações de retorno possuía, em geral, caudas grossas em relação às de uma distribuição normal.

Kraus e Litzenberger (1976), em um dos estudos seminais acerca da co-assimetria em dados financeiros, utilizaram taxas de retorno deflacionadas do período de janeiro de 1926 a junho de 1970 e, tendo como ativo livre de risco os títulos do tesouro dos Estados Unidos, incrementaram o CAPM com a adição da variável co-assimetria (assimetria sistemática). Suas conclusões sustentam que o prêmio pela assimetria tem sinal oposto à assimetria do mercado. Ou seja, há aversão à co-assimetria negativa, demandando retorno adicional para portfólios com essa característica.

Lee (1977), utilizando dados referentes a 30 ações do índice Dow Jones no período compreendido entre janeiro de 1965 e dezembro de 1972 demonstraram, através do método de transformação de Box e Cox (1964), que os principais vieses dos métodos de precificação são a co-assimetria, as mudanças nas condições do mercado (viés sistemático) e a forma funcional. Lee (1977) destaca que quando a co-assimetria é agregada ao modelo que explica as variações das taxas de retorno, o *trade-off* entre risco e retorno se transforma em uma superfície, ao invés de uma linha. Isto indica que uma forma funcional linear é insuficiente para explicar a relação entre risco e retorno.

Ang e Chua (1979) examinaram os modelos de Lintner (1965), Sharpe (1966), Treynor (1965), e Jensen (1967), os quais são fundamentados na média e na variância.

Utilizando dados trimestrais de fundos de investimentos de gestão ativa concernentes ao período compreendido entre janeiro de 1955 e janeiro de 1974 (totalizando 111 fundos), concluíram que tais modelos são insatisfatórios devido a problemas de viés sistemático. O viés sistemático pode ser definido como uma influência externa que afeta a precisão dos resultados e foi avaliado regredindo os índices de excesso de retorno contra o risco de mercado. Contudo, ao avaliar modelos que incluíam a variável co-assimetria, além da média e variância, os resultados obtidos foram mais satisfatórios.

Os resultados de Ang e Chua corroboram os de Arditti (1967) no sentido que, ao incluir a variável co-assimetria, o número de fundos com desempenho considerado superior aumenta consideravelmente.

Lim (1989), utilizando dados mensais de rentabilidade de ações oriundos do *Center for Research in Security Prices* (CRSP) da Universidade de Chicago, testou o modelo de Kraus e Litzenberger (1976) através do método de momentos generalizados (GMM), apresentado por Hansen (1982). O índice NYSE é usado como *proxy* de mercado. A taxa de retorno do *US Treasury Bills* (títulos da dívida pública dos Estados Unidos) é utilizada como ativo livre de risco. Para analisar o período de 1933 a 1982, os dados foram agrupados em dez subperíodos de cinco anos. A conclusão auferida foi de que a inserção da medida de co-assimetria contribuiu para a melhoria da precificação dos ativos. Os resultados corroboram a idéia de que, para os investidores, taxas de retorno com co-assimetria positiva são preferíveis aos de co-assimetria negativa. O autor ainda sugere a utilização de outros momentos superiores, como a co-curtose.

Chunhachinda *et al.* (1997) analisaram o processo de formação de portfólios considerando a co-assimetria, baseando-se em dados mensais e semanais de 14 bolsas de valores referentes ao período compreendido entre janeiro de 1988 a dezembro de 1993 e tomando os títulos do tesouro estadunidense como ativo livre de risco. O teste de normalidade de Shapiro-Wilk (1965) apontou que, para dados semanais, os mercados de *Hong Kong*, Itália, Japão, País Baixo e Singapura apresentam distribuições de retornos com padrões diferentes de uma distribuição normal, em função da co-assimetria. Ao considerar os dados mensais, apenas três mercados demonstraram distribuição normal: Reino Unido, Suécia e País Baixo. A co-curtose também afeta a distribuição em todos os casos. Os autores concluem que a seleção de portfólios é afetada quando se leva em conta a co-assimetria, tanto que, de acordo com esta nova forma de classificação, os portfólios selecionados como mais rentáveis não foram os que apresentaram maior co-variância, mas os de maior co-assimetria.

Fang e Lai (1997) estenderam o CAPM incluindo a co-assimetria e a co-curtose como variáveis no modelo, num estudo abrangendo todas as ações da NYSE, com dados de periodicidade mensal provenientes da CRSP, referentes ao período entre janeiro de 1974 e dezembro de 1988. Os títulos do Tesouro dos Estados Unidos foram considerados o ativo livre de risco. A amostra foi dividida em três períodos: 1974-1978, 1979-1983, 1984-1988, sendo que 27 portfólios foram formados. Para o primeiro e o terceiro período, foi aferido que o retorno do mercado tinha distribuição significativamente assimétrica, ao grau de significância de 5%. Da mesma forma, o coeficiente da co-curtose é significativo em todos os períodos. Quanto aos portfólios, a maioria tem co-assimetria e co-curtose significativas. Ao estimar o modelo, percebeu-se que a assimetria e a curtose sistemáticas apresentaram coeficientes significativos, o que permitiu concluir que os investidores são avessos a elas e esperam um prêmio por aceitá-las.

Harvey e Siddique (1999), também estudam a co-assimetria e expandem o tradicional modelo GARCH, preconizado por Engle (1982) e Bollerslev (1986), acrescentando o terceiro momento. Os autores lançam as bases para a modelagem e estimação da volatilidade e da co-assimetria através de uma função de máxima verossimilhança, assumindo a não-normalidade da distribuição dos resíduos. O estudo valeu-se de dados diários e mensais dos índices dos mercados dos Estados Unidos da América, Alemanha e Japão, além de dados semanais dos mercados do Chile, México, Taiwan e Tailândia. Seus resultados apontaram que, além dos índices de retorno serem assimétricos, a volatilidade é muito mais persistente quando se inclui no modelo a variável co-assimetria. Particularmente, o retorno em mercados de geração de energia, em ações de pequeno porte e em ações de empresas que acumularam maus resultados demonstra co-assimetria substancial. Dessa forma, não haveria como entender o retorno desconsiderando a co-assimetria.

Premaratne e Bera (2000) consideram que uma co-assimetria negativa reflete as variações dos preços de maneira que há uma maior probabilidade de um aumento significativo no preço do que de uma queda significativa. Conhecendo tais características do portfólio, o investidor estará apto a fazer melhores escolhas levando em conta suas preferências de risco. Os autores chamam a atenção para o fato de que a assertiva de normalidade da distribuição dificulta o aumento da complexidade das equações.

Utilizando dados de retornos diários da bolsa de Nova York (NYSE) provenientes do CRSP, referentes ao período compreendido entre agosto de 1991 e abril de 1996, Premaratne e Bera (2000) abordaram a distribuição tipo IV de Pearson (1958) e o modelo ARCH de Engle (1982). Considerando como parâmetros a variância, a co-assimetria e a co-curtose, os

autores concluem que os resultados nesta abordagem são melhores do que quando se considera a distribuição como normal.

Em outro estudo, Harvey e Siddique (2000) realizaram várias análises valendo-se dos retornos mensais das ações da NYSE/AMEX e Nasdaq obtidos da base de dados do CRSP. Os dados são de seção cruzada e referem-se predominantemente do período de julho de 1963 e dezembro de 1993. Os autores destacaram que, tanto no CAPM quanto no de quatro fatores, a co-variância não foi suficiente para explicar os retornos. Dessa forma, a variável co-assimetria é inserida nas modelagens. Seus resultados apontam que portfólios com co-assimetria negativa têm retornos superiores.

Moreno e Rodríguez (2009), tendo como base os dados mensais de 6819 fundos de investimentos dos Estados Unidos concernentes ao período compreendido entre janeiro de 1962 e dezembro de 2006 (obtidos do CRSP), incluem a variável co-assimetria nos modelos CAPM e de quatro fatores de Carhart (1997). A hipótese de normalidade dos retornos dos fundos é rejeitada para 48% da amostra, o que foi averiguado através do teste de Jarque-Bera (1980), sendo a curtose, em média, superior a 3. Os *benchmarks* utilizados são os índices das bolsas NYSE/AMEX e NASDAQ e o ativo livre de risco equivale aos títulos do tesouro dos Estados Unidos (dívida pública). Os resultados indicam que 49% dos fundos possuem retornos com co-assimetria negativa, em um nível de significância de 5% e que 19,63% são co-assimétricos em relação ao mercado. Não obstante, a estimativa de *performance* do fundo também é afetada. Moreno e Rodríguez destacam que se o coeficiente da co-assimetria for positivo, o Alfa diminui, enquanto que se tal coeficiente for negativo, o Alfa aumenta. Esta relação é significativa para 80% dos fundos mensurados pelo CAPM acrescido da co-assimetria e para 20% a 40% dos fundos mensurados pelo modelo de quatro fatores acrescido da co-assimetria.

No Brasil, Castro Júnior, Zwicker e Yoshinaga (2009) estudaram a inclusão de momentos superiores contando com ações de empresas negociadas regularmente na Bovespa, agrupados em um painel desbalanceado de dados semanais de 179 empresas, referentes ao período compreendido entre 01/01/2003 e 31/12/2003. Foram descartadas ações com negociação inferior a um ano. Tanto quando o Ibovespa é usado como *proxy* de mercado como quando é utilizado o IBrX, os resultados apontam que a co-curtose é significativa, ao contrário da co-assimetria.

Almeida (2004) avaliou as preferências dos investidores de fundos de investimento brasileiros usando dados em painel e conclui que o retorno dos fundos de investimento do Brasil possui coeficiente de co-assimetria positivo e de co-curtose negativo. Ou seja, deve



haver um prêmio pela co-assimetria positiva. Farias, Ornelas e Silva Júnior (2009) destacam que a inclusão de momentos superiores tem ganho importância devido à uma mudança de paradigma na percepção de risco por parte dos investidores e porque a distribuição do retorno de muitos ativos realmente não é normal.

Farias, Ornelas e Silva Júnior (2009) utilizaram uma amostra que consiste em dados de fundos de investimento de renda fixa e multimercados do período de 2003 a 2007, provenientes do grupo *Bloomberg*. A classificação dos fundos nestes dois tipos segue os padrões da ANDIMA - Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro. Fundos de fundos e fundos com a série incompleta (não sobreviventes ou que iniciaram em meio ao período considerado) foram excluídos. Dessa forma, a amostra consiste em 375 fundos, sendo 186 multimercados e 189 de renda fixa. O CDI foi considerado o ativo livre de risco. Baseados no modelo de precificação proposto por KoekeBakker e Zakamouline (2009), que já agregara a co-assimetria, expandem-no de forma a evitar a utilização do artifício de números imaginários para trabalhar com raízes de quociente negativo. O modelo de Farias, Ornelas e Silva Júnior (2009) é denominado *Adjusted for skewness performance index* (ASPI). O *ranking* de *performance* dos fundos feito com base no modelo ASPI é comparado ao *ranking* feito através do tradicional *Sharpe Ratio*, desenvolvido por Sharpe (1966;1994), que não leva em conta momentos superiores. Os resultados diferem consideravelmente e, de acordo com os autores, a inclusão da co-assimetria no modelo está condicionada às preferências de risco dos investidores; aqueles que têm aversão a grandes perdas precisam ajustar suas preferências ao parâmetro da co-assimetria.

Milani *et al.* (2010) avaliaram a aplicação dos modelos que incorporam os momentos superiores em fundos de investimento brasileiros de gestão ativa e cujo *benchmark* é o Ibovespa, com uma base de dados diários que compreende o período de 02/01/2007 a 08/04/2009. Seus resultados demonstraram que a inserção dos momentos superiores é capaz de gerar coeficientes significativos e positivos, tanto para co-assimetria como para a co-curtose. Contudo, o  $R^2$ , ou seja, o grau de explicação do modelo, praticamente manteve-se inalterado.

Doan *et al.* (2010) precificam ações dos mercados estadunidense e australiano no período de janeiro de 2001 a julho de 2007 agregando ao CAPM a co-assimetria e a co-curtose. Seu estudo evidenciou que as ações australianas tendem a apresentar maior co-assimetria e menor co-curtose, ao contrário das ações estadunidenses, o que pode estar relacionado com a diferença de tamanho das empresas, pois as empresas australianas tendem a ser menores. Os autores ainda testam um modelo alternativo que inclui os fatores SMB,

HML e Momento, demonstrando que os coeficientes gerados pela inclusão dos momentos superiores mantem-se significativos.

Hasan *et al.* (2013) emprega o modelo que inclui momentos superiores na precificação de fundos do mercado de Bangladesh, com dados mensais de 80 empresas não-financeiras listadas na *Dhaka Stock Exchange* de janeiro de 2005 a de dezembro de 2009. Foi verificado que o excesso de retorno do mercado não explica o retorno das empresas quando incluído como a única variável dependente. Tampouco o segundo e o terceiro momento são significativos, embora sua inclusão aumente o  $R^2$  de 0,037 para 0,257.

You e Nguyen (2013) examinam se a otimização baseada na média-variância contribui para diversificar o risco oriundo de momentos superiores. Em um universo de 39 contratos futuros, escolhidos entre os mais negociados no mercado estadunidense os autores concluem que carteiras eficientes montadas com apenas nove ativos não apresentam sensibilidade a estes fatores de risco.

Milani e Ceretta (2014e) estenderam os resultados de Milani *et al.* (2010) incluindo os fundos de gestão passiva e os fundos cujo *benchmark* é o IBrX e o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), além de segregar a análise dos momentos superiores em quartis. De uma maneira geral, a inclusão da co-curtose gerou coeficiente significativo em todos os quartis de todas as categorias de fundos, fato que não foi consistente para a variável co-assimetria em vários quartis analisados, especialmente os quartis de fundos maiores. O fato de que o  $R^2$  aumentou de maneira pífia com a inclusão dos momentos superiores foi novamente verificado.

Milani e Ceretta (2015b) analisam os ETFs e fundos de investimento brasileiros através do modelo que incorpora momentos superiores, porém aproveitando-se da decomposição dos retornos em escalas de tempo através do método de ondaletas. De maneira geral, os coeficientes de co-variância e co-curtose são significativos na maioria dos casos, sendo que as categorias de fundos/ETFs de pior *performance* são justamente as poucas que não apresentam coeficiente de co-curtose significativo. Além disto, os fundos com melhor *performance* apresentaram coeficientes de co-assimetria negativos nas maiores escalas de tempo.

### 3.3.5 O Modelo de Precificação de Arbitragem

A Teoria de Precificação por Arbitragem ou *Arbitrage Pricing Theory* (APT) foi proposta por Ross (1976) como alternativa ao CAPM, que baseia-se em uma rígida premissa de relação linear entre risco e retorno, sendo o coeficiente Beta a medida de risco. O Modelo

APT visa flexibilizar estas premissas, permitindo que variáveis macroeconômicas sejam inseridas no modelo para colaborar com a explicação do retorno dos ativos.

Segundo Christopherson, Cariño e Ferson (2009), a arbitragem existe quando é possível construir um portfólio de investimento zero que garanta lucro certo, comprando um ativo em um mercado e vendendo-o em outro mercado por um preço mais alto, sem incorrer em risco algum. Em tal mercado, onde todos os investidores são capazes de formar tal portfólio, existe a oportunidade de arbitragem. Contudo, os preços das ações devem cair até que o mercado entre em equilíbrio, de modo que em certo ponto não haja mais oportunidades de arbitragem. Nesse sentido, o APT pode evidenciar que o retorno de um ativo pode depender de outros fatores além do risco de mercado.

Lencione (2005) explica que o CAPM baseia-se no argumento da dominância, que sustenta que os investidores preferirão carteiras com menor risco, para iguais retornos, bem como carteiras com maior retorno, para menores riscos. Neste argumento, quando as relações de equilíbrio são violadas, os investidores farão mudanças em suas carteiras, gerando grande volume de compra e venda, até que o mercado atinja novamente o equilíbrio. Contudo, o argumento do APT é mais forte, pois a ação de um só investidor que deseje aproveitar as oportunidades de arbitragem não requer as posições limitadas individuais do argumento anterior. Segundo a argumentação presente em Brealey e Myers (2003),

Uma carteira diversificada que seja construída para não ter sensibilidade aos fatores macroeconômicos será, por essência, livre de risco, devendo oferecer retorno similar ao do ativo livre de risco. Caso oferecesse um retorno superior, os investidores poderiam obter retornos sem risco por meio de empréstimos de recursos à taxa livre de risco e aplicando tais recursos na carteira. Por outro lado, caso a carteira oferecesse um retorno inferior ao do ativo livre de risco, os investidores poderiam obter lucros sem risco, assumindo posições vendidas na carteira e compradas no ativo livre de risco. Estas posições são conhecidas como posições de arbitragem (BREALEY e MYERS, 2003).

Em suma, o APT admite a possibilidade de recompensa pelo risco que o tradicional CAPM classificaria como não-sistemático, ou seja, o retorno do mercado não é a única variável que explica o retorno dos ativos. O relaxamento das premissas básicas do CAPM é criticado, mas Oliveira Filho (2008) encara as diferenças entre o APT e o CAPM como um *trade-off* entre simplicidade e precisão.

O modelo pioneiro proposto por Ross (1976) pressupõe que o retorno de um ativo é explicado pelo seu retorno esperado mais um valor atribuível aos eventos econômicos, somados ao risco específico da empresa, o que pode ser ilustrado genericamente pela Equação [32].

$$r_i = E(r_i) + \beta_i F_i + \varepsilon_i.$$

[32]

Na Equação [32],  $r_i$  é o retorno do ativo ou portfólio  $i$ ;  $E(r_i)$  é o retorno esperado do ativo ou portfólio  $i$ ;  $\beta_i$  é a sensibilidade da empresa ao macro-fator  $F_i$ ;  $F_i$  é a variação inesperada do macro-fator  $i$ ;  $\varepsilon_i$  é o risco específico da empresa.

O risco específico de cada empresa é minimizável através de diversificação. Para entender a expectativa de retorno ( $E(r_i)$ ) do modelo APT, a Equação [33] é de fundamental importância, como segue.

$$E(r_i) \cong r_f + \beta_i \lambda_i. \quad [33]$$

Na equação [33],  $E(r_i)$  é o retorno esperado do ativo  $i$ ;  $r_f$  é a taxa livre de risco  $f$ ;  $\beta_i$  é a sensibilidade em relação ao fator  $i$ ;  $\lambda_i$  é o prêmio pelo risco assumido pela exposição ao fator  $F_i$ .

Assim, pode-se dizer que o retorno esperado de um ativo é o retorno do ativo livre de risco mais prêmio pelo risco que cada empresa assume ao se expor ao fator macroeconômico  $F_i$ . Percebe-se que  $E(r_i)$  assemelha-se ao coeficiente linear apresentado pela regressão linear que operacionaliza o CAPM. Então, entende-se que o coeficiente linear da equação é a soma do ativo livre de risco com o retorno proporcionado pelo ativo como resposta ao impacto dos fatores macroeconômicos  $\lambda_i$ . Deve ser destacado que  $\lambda_i$  pode ser negativo.

Ross (1976) concebeu o modelo APT e seus argumentos e também testou algumas variáveis macroeconômicas, porém não delimitou exatamente quais variáveis macroeconômicas devem ser permanentemente inseridas como explicativas. Este problema só veio a ser resolvido em Chen, Roll e Ross (1986), os quais sustentam o argumento de que o preço das ações responde a forças externas ao mercado financeiro, pois, aparentemente, todas as forças econômicas estão relacionadas e podem afetar umas às outras. Na verdade, apenas desastres naturais são verdadeiramente exógenos ao mercado. Contudo, com os recursos hoje disponíveis não é possível modelar tais desastres. O risco específico de cada ativo é eliminado com a diversificação, mas o existem outras formas de risco que estão associadas ao comportamento de variáveis macroeconômicas. Em seu estudo, quatro fatores macroeconômicos principais são utilizados como variáveis explicativas: a produção industrial (*Prod*), a inflação inesperada (*In*), o prêmio pelo risco (*PR*) e a estrutura a termo (EaT).

O fator produção industrial é formado pela diferença entre o logaritmo da produção industrial no período e o logaritmo da produção industrial no período anterior. Ainda no estudo de Chen, Roll e Ross (1986), a inflação inesperada é definida pela Equação [34], de maneira similar a Fisher (1930).

$$In_t = IPC_t - E(I_t). \quad [34]$$

Na Equação [34],  $In_t$  é a inflação inesperada do período  $t$ ;  $IPC_t$  é a primeira diferença do índice preços ao consumidor no período  $t$ ;  $E(I_t)$  é a inflação esperada para o período  $t$ . Para viabilizar o entendimento da inflação esperada, é preciso definir a seguinte relação, expressa pela Equação [35].

$$TB_{t-1} = E[RHO_t] + E(I_t). \quad [35]$$

Na Equação [35],  $TB_{t-1}$  é o retorno real *ex post* do *Treasury Bill* dos Estados Unidos no período  $t-1$ ;  $E[RHO_t]$  é a taxa de juros real *ex post* no período  $t$ ;  $E(I_t)$  é a expectativa de inflação no período  $t$ ;

Chen, Roll e Ross (1986) ainda definem outra variável que pode servir para representar o fator inflação, pois contém informação não abrangida pelas equações anteriores. A formação da variável é demonstrada pela Equação [36].

$$DI_t = E(I_t) - E(I_{t-1}). \quad [36]$$

Na Equação [36],  $DI_t$  representa a mudança na inflação esperada;  $E(I_t)$  é a inflação esperada para o período  $t$ ;  $E(I_{t-1})$  é a inflação esperada no período  $t-1$ . Outro fator definido por Chen, Roll e Ross (1986) é o Prêmio pelo Risco, modelado conforme a Equação [37].

$$PR_t = BUBPR_t - GB_t. \quad [37]$$

Na Equação [37],  $PR_t$  é o prêmio pelo risco no período  $t$ ;  $BUBPR_t$  é o chamado *Baa and under bond portfolio return*, que pode ser entendido como a taxa de juros dos *corporate bonds* (debêntures) de baixa classificação, no período  $t$ ;  $GB_t$  é o retorno de um portfólio de *government bonds* (títulos públicos) de longo prazo, no período  $t$ . O quarto principal fator apontado por Chen, Roll e Ross (1986) é a estrutura a termo, expressa pela Equação [38].

$$EaT_t = GB_t - TB_{t-1}. \quad [38]$$

Na Equação [38],  $EaT_t$  representa o comportamento da estrutura a termo, no período  $t$ ;  $GB_t$  é o retorno de um portfólio de *government bonds* de longo prazo, no período  $t$ ;  $TB_{t-1}$  é taxa real de retorno *ex post* do *Treasury Bill* no período  $t$ ;

Em seu modelo, Chen, Roll e Ross (1986) também incluíram a variação do consumo e a variação do preço do petróleo. Contudo, estas variáveis não foram consideradas significativas ao grau de significância de 5%, ao contrário dos primeiros quatro fatores apresentados. Para representar o mercado, foi utilizado o *New York Stock Exchange* (NYSE) *index*, índice que representa as ações da bolsa de Nova Iorque. Resumidamente, seus resultados apontam que o retorno das ações pode ser explicado pela Equação [39].

$$r_i = \alpha + \beta_1 r_M + \beta_2 Prod_t + \beta_3 DI_t + \beta_4 In_{I,t} + \beta_5 PR_t + \beta_6 EaT_t + \varepsilon_t. \quad [39]$$

Na Equação [39],  $r_M$  representa o retorno do mercado  $M$ ;  $Prod_t$  representa a variação da produção industrial no período  $t$ ;  $DI_t$  representa a mudança na inflação esperada em  $t$ ;  $In_{I,t}$  é a inflação inesperada do período  $t$ ;  $PR_t$  é o prêmio pelo risco no período  $t$ ;  $EaT_t$  representa o comportamento da estrutura a termo em  $t$ ;

Sem dúvida, Chen, Roll e Ross (1986) fizeram a principal e mais famosa contribuição para definição de quais seriam as variáveis explicativas do modelo APT. Em outra abordagem, Burmeister, Roll e Ross (1994) agregaram a discussão acerca do fator risco de mercado como variável independente no modelo APT. Contudo, a escolha das variáveis a serem inseridas no modelo fica, em grande parte, sujeita às intenções do pesquisador, pois é comum serem escolhidas livremente.

### 3.3.6 Estudos anteriores baseados em modelos APT

Levando em conta as diversas diferenças entre o mercado financeiro estadunidense e o brasileiro, Leal (2004) ilustra como é possível aplicar o APT no mercado brasileiro, segundo a implementação de variáveis já conhecidas. Quanto ao fator produção, Leal (2004) utiliza a variação da produção industrial brasileira medida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O fator inflação inesperada pode ser entendido, conforme Schor, Bonomo e Pereira (2002) e Garcia e Bonomo (2001) como a diferença entre o retorno do CDB pré-fixado e o retorno do CDI *overnight*. Schor, Bonomo e Pereira (2002) argumentam que o CDB é um título pré-fixado que incorpora à taxa real de juros a expectativa de inflação ao longo do mês, ao passo que o CDI expressa a taxa nominal de juros efetiva. A inflação inesperada, conforme Schor, Bonomo e Pereira (2002), foi definida pela Equação [40].

$$In_{I,t} = CDBpré_t - CDI_t. \quad [40]$$

Em [40],  $In_{i,t}$  representa a inflação inesperada no período  $t$ ;  $CDBpré_t$  representa a taxa de retorno do certificado de depósito bancário (CDB) pré-fixado no período  $t$ ;  $CDI_t$  representa a taxa de juros do certificado de depósito interbancário (CDI) diário, no período  $t$ .

O fator prêmio pelo risco é discutido por Schor, Bonomo e Pereira (2002) como Risco de Crédito. Há uma séria dificuldade no cálculo deste fator para o mercado brasileiro, pois as empresas do país não se financiam através de debêntures (equivalentes nacionais aos *Corporate Bonds* dos Estados Unidos). Assim, os autores definiram que o prêmio pelo risco de investir em uma empresa privada pode ser entendido como a diferença entre a taxa média para empréstimos de capital de giro das empresas, apurada pelo Banco Central, e a taxa acumulada de juros no mercado interbancário (CDI *overnight*). O prêmio pelo risco a exemplo de Schor, Bonomo e Pereira (2002) pode ser explicada pela Equação [41].

$$PR_t = TMECGE_t - CDI_t. \quad [41]$$

Em [41],  $PR_t$  representa o prêmio pelo risco no período  $t$ ;  $TMECGE_t$  representa a taxa média de empréstimos de capital de giro para empresas, no período  $t$ ;  $CDI_t$  representa a taxa de juros do CDI diário, no período  $t$ .

A estrutura a termo foi calculada por Schor, Bonomo e Pereira (2002) como a diferença entre a taxa de juros do mercado interbancário (CDI) e a inflação esperada. Leal (2004) utiliza o IGP-DI como referência para a inflação observada. A carteira de mercado foi inserida no modelo por Schor, Bonomo e Pereira (2002) a exemplo de Wei (1988), sob a argumentação de que adicionando-a aos fatores macroeconômicos, a omissão de algum fator não invalida o APT. Mas caso todos os fatores macroeconômicos fossem omitidos, o modelo APT se reduziria ao CAPM. Ou seja, o CAPM pode ser visto como um caso especial do APT. O portfólio de mercado capta o efeito de variáveis que não podem ser observadas, como variáveis políticas e sentimento de mercado. Rogers e Ribeiro (2004) argumentam que um fator interessante para ser agregado ao CAPM é o risco-país, aproximando o modelo ao CAPM.

Szklo (2007) utilizou o APT, entre outros modelos, no estudo dos fundos de investimento multimercado brasileiros, com uma amostra de retornos mensais de janeiro de 2002 a fevereiro de 2007. Vários fatores são utilizados, como índices de ações brasileiros, estadunidenses, de países emergentes, risco soberano, vários índices sobre retornos de opções e os três fatores de Fama e French (1993). Apenas três foram significativos: retorno de opções *call out-of-money*, retorno de opções *put out-of-money* e o índice de renda fixa geral. Deve-se destacar que o retorno de opções não é um fator macroeconômico e que o modelo APT teve

ajuste inferior em relação a outros quatro modelos estudados (Composto, Equity Hedge, Macro e Trading).

Fracasso (2009) aplica o modelo APT ao contexto brasileiro, tomando como amostra as rentabilidades das ações listadas na Bovespa, no período de janeiro de 1998 a dezembro de 2008. Com base em Kude (1998) utiliza como fatores os índices Dow Jones, Nikkei, Libor (taxa básica de juros inglesa), CDI overnight, ouro, índice geral de produção e taxa de juros dos títulos de longo prazo da dívida pública estadunidense. Seu resultado evidenciou que coeficiente linear do modelo foi muito superior aos índices Ibovespa e IBrX.

Callado *et al.* (2010) analisaram o retorno de oito empresas brasileiras do setor de alimentos e bebida com ações negociadas na Bovespa através de modelos APT. Embora o universo contivesse 39 empresas, as oito selecionadas foram as únicas que atenderam os critérios de sobrevivência e disponibilidade de dados. O autor utilizou como variáveis dependentes a taxa de inflação, representada pelo Índice de Preços ao Consumidor (INPC), a taxa de juros, representada pela taxa do sistema especial de liquidação e custódia (SELIC) e a taxa de câmbio, representada pela cotação do Real frente ao Dólar Americano. Seus resultados demonstraram que a sensibilidade aos fatores macroeconômicos ocorre apenas em casos esparsos.

Milani e Ceretta (2014a) precificaram os fundos de investimento brasileiros através do modelo APT. Foram analisados 167 fundos, sujeitos ao viés de sobrevivência, de gestão ativa e passiva cujos benchmarks são o Ibovespa e o IBrX, com dados mensais do período de abril de 2001 a fevereiro de 2009. Os fatores utilizados foram a produção industrial, a inflação inesperada, o prêmio pelo risco e a estrutura a termo. Dentre os principais resultados, pode-se citar o fato de que a produção industrial gerou coeficiente negativo, além de que a inflação inesperada foi significativa na maioria das análises.

Schembergue e Hilgemberg (2012) analisaram o retorno de nove ações do setor de bens industriais da Bovespa no período de dezembro de 1999 a junho de 2010, sob a abordagem da APT. Foram utilizadas como variáveis dependentes, além do índice Ibovespa, a produção industrial, a taxa de inflação, a balança comercial, a taxa Selic, o índice Dow Jones e a Taxa de Câmbio. Dentre os diversos resultados obtidos, ressalta-se o caso da empresa Embraer, que não demonstrou-se sensível ao Ibovespa, mas ao Índice Dow Jones; a taxa de inflação foi significativa e positiva para 5 empresas; a taxa de câmbio não foi significativa em nenhum caso.

Gay (2008) verifica o impacto de variáveis macroeconômicas em retornos de ações de quatro mercados emergentes: Brasil, Rússia, Índia e China, com dados mensais de março de



1999 a junho de 2006. Na maioria de suas análises, o autor não encontra relações significativas, o que não pode ser considerado totalmente inesperado, dado que outras variáveis podem afetar os retornos.

Oduro e Adam (2012) testam a validade do modelo APT no mercado de Ghana, com 15 ações listadas entre janeiro de 2000 e dezembro de 2009. Os autores incluem os fatores a variação no suprimento de moeda, a inflação, a taxa de câmbio e a variação na taxa de juros. Suas evidências apontam que o APT detém melhor poder explicativo do que o CAPM, explicando quase 70% da variância. O poder de previsão dos modelos foi também testado, sendo que o APT apresentou menor erro médio padrão do que o CAPM.

Wang *et al.* (2012) aplicam o APT ao mercado chinês, introduzindo as variáveis estrutura a termo, variação da avaliação do risco de títulos da dívida chinesa, taxa de inflação e crescimento industrial. No entanto, os autores utilizam uma versão modificada, que inclui fatores de assimetria e curtose e prove uma precificação mais apurada. As discrepâncias existentes entre o contexto estadunidense e de outros países demonstram que o modelo pioneiro proposto por Ross (1976) e posteriormente aprofundado por Chen, Roll e Ross (1986) nem sempre pode ser aplicado fielmente a outros países, sendo necessárias adaptações.

Os modelos complementares de precificação descritos nesta seção tiveram fundamental importância na evolução do CAPM e da precificação de ativos e fundos de investimento. Até o momento não foram aplicados aos ETFs brasileiros, constituindo uma lacuna que será preenchida neste trabalho.

Estes modelos complementares inseriram variáveis que podem ser importantes para controlar determinados efeitos, afetando diretamente a análise do desvio do preço. O capítulo 4 discorrerá sobre como isto será explorado no contexto deste estudo. Porém, antes, a seção 3.4 trará uma revisão sobre outros efeitos que conhecidamente afetam a precificação de fundos de investimento.

### **3.4 Outros efeitos conhecidos**

Os modelos apresentados nas seções anteriores exploraram grande parte dos fatores que podem afetar o retorno dos fundos de investimento. No entanto, a seção 3.4 visa explorar outros efeitos que conhecidamente exercem influência sobre os retornos de fundos de investimento, embora de maneira menos incisiva. Diversos estudos apontam que o efeito tamanho e a sustentabilidade empresarial devem ser levados em consideração na análise da *performance* e precificação.

No caso dos ETFs, o efeito tamanho pode afetar a maneira como sua carteira é formada, pois a literatura evidencia que fundos com carteiras maiores apresentam dificuldades e facilidades diferentes de fundos com carteiras menores. Embora fundos maiores tenham o benefício do ganho de escala, encontrar os ativos que especificamente são desejados pode ser difícil por questões de liquidez do mercado. Esta dificuldade pode levar os ETFs a apresentarem *tracking errors* maiores.

O fator SMB de Fama e French (1993) contribuiu muito com a análise do efeito tamanho, mas ainda existe espaço para verificações mais diretas, como será delineado na seção 3.4.1.

Ainda, há uma quantidade considerável de fundos de investimento e ETFs que tem como *benchmark* indicadores de sustentabilidade, responsabilidade social e governança corporativa. Atualmente, a discussão acerca destes indicadores reside na comparação com investimentos tradicionais, havendo indícios positivos e negativos para ambos os lados. A seção 3.4.2 trará um apanhado de conceitos e estudos anteriores, evidenciando como a demanda social por sustentabilidade pode afetar o mercado de fundos de investimentos e ETFs.

#### 3.4.1 A Influência do tamanho do patrimônio líquido

O tamanho das organizações é um assunto que não se limita ao universo dos fundos de investimento e remonta aos primórdios dos estudos acadêmicos. Ronald Coase, no clássico artigo “Teoria da Firma” (1937) põe em voga os custos do aumento das transações e sustenta que conforme a firma cresce, a função do empreendedor passa a ser remunerada de forma decrescente, pois os custos de organizar as transações internamente sobem. Quando Coase fala dos custos de organizar as transações, refere-se principalmente aos custos da hierarquia da organização e não da produção.

No que diz respeito a fundos de investimento, aumento de tamanho significa aumento de Patrimônio Líquido (PL) e pode ser entendido de, pelo menos, duas formas. A primeira é a de que o aumento no PL gera aumento na estrutura hierárquica e na complexidade das operações, fazendo com que a *performance* dos gestores diminua e, conseqüentemente, a rentabilidade do fundo e os ganhos do cotista também. A segunda forma de entender o problema em questão é considerar que o aumento no PL gera ganhos de escala que reduzem os custos para o administrador do fundo, aumentando seus lucros.

Grinblatt e Titman (1989) analisam vários aspectos concernentes aos fundos de investimento para averiguar se há indícios de que algum tipo de fundo tenha *performance*

superior. Utilizando dados mensais de dezembro de 1974 a dezembro de 1984, oriundos do *CDA Investment Technologies*, dividem a amostra em quintis, de acordo com o seu PL e estimam o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) tradicional. As evidências apontam que os fundos com menor patrimônio têm *performance* superior aos de maior patrimônio, especialmente quando se exclui o viés de sobrevivência.

Para Ciccotello e Grant (1996), o poder de barganha e a diluição de custos são vantagens dos fundos com grandes patrimônios. Porém, os autores também comentam que o aumento do PL traz desafios à gestão, pois continuar a encontrar oportunidades de investimentos que valham a pena pode ultrapassar a capacidade mesmo dos melhores gestores.

Tendo como base uma combinação de dados oriundos de três organizações diferentes (*Alexander Steele, Wiesenberger e Morningstar*), Ciccotello e Grant (1996) analisam os retornos de 526 fundos de investimento estadunidenses do período de 1982 a 1992. A amostra é dividida em quartis e suas conclusões apontam que não há evidências de que o PL tenha relação com o retorno do fundo, exceto para fundos classificados como agressivos. Somente quando se considera este tipo de fundo, os que possuem patrimônios menores apresentam *performance* superior. Os autores ainda comentam que o quartil dos fundos maiores possui média de rentabilidade superior aos demais e que isto se deve preponderantemente à comunicação na mídia de retornos superiores em períodos passados. Ou seja, quando um fundo obtém um retorno superior, os investidores tomam conhecimento e transferem seus recursos para tal fundo. De acordo com essa interpretação, os fundos seriam maiores porque proporcionam retornos superiores e não o contrário.

Chen *et al.* (2004) retomam o questionamento acerca da influência do tamanho do PL dos fundos de investimento na sua rentabilidade, argumentando que um grande fundo pode obter ganho de escala reduzindo despesas administrativas e tendo mais recursos para investir em pesquisa. Contudo, enquanto fundos pequenos podem investir todo seu dinheiro em boas ideias, os fundos grandes, em razão de problemas de liquidez, precisam investir também em ideias não tão boas e comprar mais do que a quantia ideal das ações desejadas. Assim, a possível “deseconomia” de escala é comentada por Chen *et al.* (2004), que levantam a hipótese de que, em grandes organizações hierárquicas, as disputas entre indivíduos para que suas ideias sejam implementadas pode afetar as decisões de forma destrutiva. Outro possível problema em relação à análise do tamanho do fundo é a sua idade, pois fundos mais antigos podem ser maiores devido ao seu tempo de atuação mais extenso e a maturidade dos fundos mais antigos pode ser responsável por retornos superiores.

Utilizando dados mensais do *Center for Research in Security Prices* (CRSP) referentes ao período compreendido entre 1962 e 1999, em um painel de seção cruzada, Chen *et al.* (2004) estudam a relação entre PL e rentabilidade dos fundos de investimento dos Estados Unidos. Foram excluídos da amostra fundos com atividade internacional e fundos com atividades especializadas. Além disto, apenas foram considerados fundos com, no mínimo, um ano de sobrevivência. Os autores especificam um modelo que agrega ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997) o PL do fundo com defasagem de um período. Seus resultados apontam que, quanto maior for o PL de um fundo, pior será sua performance.

Edelen *et al.* (2007) analisam uma amostra de 1706 fundos de investimento estadunidenses no período entre 1995 e 2005, valendo-se de dados trimestrais de seção cruzada provenientes da organização *Morningstar*. Os autores averiguam que os custos de transação (e, conseqüentemente, o grau relativo de atividade) são melhores para explicar a deseconomia de escala do que o simples aumento de seu tamanho (fatores organizacionais). Contudo, ao comparar seus resultados com a abordagem de Chen *et al.*, (2004) é natural que os fundos ativos aumentem seu grau de atividade relativa conforme aumenta seu PL, devido à necessidade de investir em ativos não tão desejáveis.

Valendo-se de dados da base do CRSP combinados com outra base de dados referentes ao período de 1975 a 2000, Wilson e Pollet (2008) analisam o comportamento dos fundos através de um painel de seção cruzada e concluem que, conforme os fundos crescem, os gestores aumentam seus investimentos em ações já existentes, não se preocupando em gerar novas ideias de investimento. Para o estudo, os fundos foram divididos em quintis, e equações logaritmizadas foram utilizadas.

Heaney (2007) estuda a influência do tamanho do PL através dos dados mensais de fundos de investimento australianos, oriundos da *Morningstar*, referentes ao período compreendido entre janeiro de 1995 e novembro de 2005. Os fundos são agrupados em cinco portfólios de igual tamanho, cujo critério de classificação é o tamanho do PL, averiguado em dezembro de cada ano. Para a formação dos portfólios, foram utilizados os fundos existentes no início de cada ano. O processo é repetido ano a ano, formando cinco séries temporais para o período estudado, as quais são avaliadas pelo tradicional CAPM e pelos modelos de três e de quatro fatores. Tendo em vista essa metodologia, o autor não encontra evidências que o grupo dos fundos de PL maior tenha retornos significativamente superiores ao grupo dos menores.

Chen e Chen (2009) destacam que os altos custos de transação são responsáveis pela *performance* inferior dos fundos com PL maior, mas sustentam que esse problema não ocorre

se o gestor do fundo adotar uma estratégia pouco ativa. Ao analisar fundos de investimentos australianos de 26 administradores e contando com dados mensais de seção cruzada do período compreendido entre setembro de 1998 e dezembro de 2001, a conclusão de Chen e Chen (2009) é de que há correlação negativa entre a evolução do PL e a rentabilidade dos fundos. O PL dos fundos no mesmo mês de sua respectiva rentabilidade foi usado como variável independente.

Ding *et al.* (2009) analisaram os *hedge funds* dos Estados Unidos a partir de dados obtidos do *Center for International Securities and Derivates Markets* (CISDM), da Universidade de Massachussets, em uma amostra de dados mensais de 8712 fundos do período entre março de 1972 a dezembro de 2005, comparam seus desempenhos de acordo com o tamanho do fundo. Os fundos são divididos em tercís, de acordo com o PL e são calculadas as médias de retorno para cada mês. O tercil mediano é excluído e os extremos são analisados através do Índice de Sharpe, que aponta que o desempenho do tercil dos fundos pequenos supera o dos grandes. Os autores ainda examinam a liquidez dos ativos negociados pelos fundos e apontam que essa é a causa da *performance* reduzida dos fundos maiores.

No Brasil, Minardi e Castro (2009) utilizam a base da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA) para comparar entre si os retornos dos fundos de investimento em ações ativos e passivos. Valendo-se do modelo de quatro fatores de Carhart (1997), seus resultados apontam que os fundos ativos geram retornos brutos melhores do que os passivos, mas, levando em conta as altas taxas de administração dos ativos, os passivos proporcionam melhor retorno líquido. Também foi averiguado que os fundos maiores geram os maiores retornos anormais.

Milani e Ceretta (2012b) analisaram o efeito tamanho dos fundos de investimento brasileiros cujo *benchmark* é o Ibovespa com dados mensais do período entre abril de 2001 a abril de 2009. Os fundos, tanto de gestão passiva quanto de gestão ativa, foram segregados em quartis e o Alfa de Jensen foi estimado. Também foi estimado um modelo que incluiu a variação do PL e sua defasagem, além da variação da idade (em meses) do fundo. Os resultados indicaram que fundos maiores e de gestão ativa apresentaram melhor *performance*. Contudo, a variação do PL não foi significativa para explicar o retorno dos fundos. A idade gerou coeficiente significativo e negativo, contrariando as expectativas, pois evidenciou que os fundos com maior tempo de existência apresentam retornos menores.

O efeito tamanho em fundos de investimento foi novamente analisado por Milani e Ceretta (2013b), baseando-se em dados de frequência diária de 02/01/2001 a 30/03/2012. Foram analisadas cinco categorias de fundos: fundos de gestão ativa e passiva cujo

*benchmark* é o Ibovespa, fundos de gestão ativa e passiva cujo *benchmark* é o IBrX e fundos Livres. Procedeu-se a estimação do Alfa de Jensen e o cálculo do Índice de Sharpe para as cinco categorias, as quais também foram divididas em quartis. Novamente, foi estimada uma regressão que incluiu como variáveis dependentes a variação do PL, em  $t$  e em  $t-1$ , além da variação da idade. A variação da idade foi significativa e negativa para os fundos de gestão ativa cujo *benchmark* é o Ibovespa, mas significativa e positiva para os demais; o PL em  $t-1$  e o coeficiente linear foram significativos e positivos para todas as categorias; o coeficiente linear estimado após a segregação em quartis é significativo e positivo nos fundos de gestão ativa, mas não nos de gestão passiva, além de ser maior nos quartis de fundos maiores; o Índice de Sharpe corrobora o fato de que os fundos em quartis maiores apresentam melhor *performance*.

A economia de escala dos fundos de investimento também foi analisada no contexto chinês por Tang *et al.* (2012), com retornos semanais de 2004 até a metade de 2010, utilizando como medida de performance o Alfa de Jensen (1967), no alfa de Fama e French (1993) e em *benchmarks* ajustados ao estilo de gestão. As estimações foram aplicadas a cada quintil de fundos e suas conclusões apontam que há ganhos de escala, mas concomitantemente com restrições de liquidez. Fundos pequenos não são tão afetados por problemas de liquidez, mas tampouco se beneficiam do ganho de escala. Por outro lado, fundos grandes sofrem com a falta de liquidez do mercado devido ao grande volume administrado, embora se beneficiem do ganho de escala. Dessa forma, os autores concluem que há uma relação em forma de “U” invertido entre *performance* e o tamanho dos fundos.

Elton *et al.* (2012) utilizam todos os fundos de investimento listados na base CRSP, excluindo algumas categorias específicas. Com dados de frequência semanal, calculados com base em dados originais de frequência diária, os autores utilizam como medida de performance os modelos de Jensen (1967), Fama e French (1993) e Carhart (1997). A amostra é dividida em decis, conforme o PL, mostrando que há alfas significativos tanto em decis grandes quanto em pequenos e que, contrariando suas expectativas, a previsibilidade do retorno não diminui em fundos maiores.

Há outra vertente da literatura que busca entender os ganhos de escala nos custos operacionais dos próprios fundos de investimento. Ou seja, sob o ponto de vista do administrador, o aumento dos ativos do fundo dilui custos e aumenta seus lucros. Latzko (1998) estuda os efeitos do ganho de escala na gestão de fundos de investimentos, utilizando dados de seção cruzada provenientes da *Barron's Lipper Mutual Fund Quarterly*, empresa especializada em prover dados de retornos de fundos e índices do mercado de fundos de

investimento. A amostra é restrita a fundos com pelo menos cinco anos de atividade (já que fundos novos são comumente subsidiados por seu administrador). São analisados, através de uma equação translogarítmica, 2610 fundos de diversos países. Latzko regride as despesas operacionais do fundo com variáveis de tamanho do PL e conclui que há ganhos de escala na gestão de fundos de investimento, pois, quanto maior for o fundo, menor serão suas despesas.

Schaefer e Maurer (2013) destacam que, no que diz respeito a ganhos de escala em custos de fundos de investimento, há três padrões na literatura: o primeiro analisa os custos dos fundos por si só; o segundo analisa os fundos levando em conta o complexo ao qual pertencem, já que há custos que são compartilhados pelo complexo; o terceiro analisa o patrimônio sob gestão do complexo como um todo.

Os complexos de fundos de investimentos da Alemanha, analisados por Schaefer e Maurer (2013), são definidos como “grupos de fundos sob gestão comum”. Na verdade, trata-se do que a literatura estadunidense chama de “famílias de fundos”. Uma equação translogarítmica é aplicada para um painel de 41 complexos de fundos, em seção cruzada, concernente ao período de 2002 a 2005. As conclusões apontam que há ganhos significativos de escala quando há o aumento do PL sob gestão do complexo, em função da diluição dos custos. Contudo, tendo em vista que na Alemanha (assim como nos Estados Unidos e no Brasil) a base de cálculo para a cobrança de taxas de administração é o montante administrado e não o retorno, o gestor/administrador beneficia-se mais do ganho de escala do que o investidor.

Comparando as literaturas acerca dos ganhos de escala nas operações dos fundos e dos ganhos de rentabilidade por parte do investidor, há indícios de que existem ganhos de escala em razão da diluição dos custos operacionais dos fundos, os quais não são repassados ao consumidor final (investidor). No entanto, os investidores arcam com as ineficiências que surgem em função do aumento da hierarquia organizacional.

#### 3.4.2 A Responsabilidade Social Empresarial

As práticas de Sustentabilidade, Governança Corporativa e Responsabilidade Social Empresarial têm sido tema de múltiplos estudos, tendo como principal origem o trabalho de Bowen (1957), o qual propôs uma visão de Responsabilidade Social alinhada com as políticas da empresa, em contraponto a abordagem filantrópica que o tema carregava nos primórdios.

Nesse sentido, um dos principais questionamentos vigentes diz respeito ao retorno financeiro proporcionado pelos investimentos de empresas que lastreiam suas políticas nessas melhores práticas. Seriam os investimentos responsáveis apenas mais um custo pra empresa?

Sem dúvida, as melhores práticas podem ser benéficas para os *stakeholders*, mas os *shareholders* são também recompensados? A discussão acerca da responsabilidade social empresarial traz indícios de uma mudança de paradigmas, pois pela primeira vez admite-se que a *performance* empresarial não deve ser analisada unicamente em função do retorno e ao risco financeiros. A seção 3.4.2.1 apresenta brevemente as definições básicas acerca da responsabilidade social. Após, a seção 3.4.2.2 apresenta estudos recentes acerca do impacto financeiro destas práticas.

#### 3.4.2.1 Teoria dos *stakeholders* x teoria dos *shareholders*

Os estudos publicados acerca de Responsabilidade Social Empresarial (RSE), também conhecida como Responsabilidade Social Corporativa (RSC), têm uma história recente, sendo que sua fase inicial caracterizou-se pela construção de definições para o termo (CARROLL, 1999). Mesmo com muitos estudos realizados, ainda existem inúmeras definições que relacionam responsabilidade social corporativa, responsabilidade socioambiental, entre outros. Alguns conceitos incluem questões ambientais, outros apenas fatores sociais, ainda existem linhas que trabalham aspectos diversos, como social econômico e ambiental, surgindo também conceitos como sustentabilidade, que, em alguns casos, significa uma consciência social ou socioambiental, ou seja, cada conceito foi criado baseado em uma análise e um ambiente, justificando tantas formas de entender e conceituar o tema.

Em seus primórdios, a responsabilidade social ainda era concebida como caridade, atividades filantrópicas, puramente de auxílio comunitário ou social, mas Bowen (1957) realizou um dos estudos mais significativos sobre RSC, já que foi o primeiro autor a propor uma nova visão da mesma, que deixaria de ser apenas um conjunto de ações paternalistas de filantropia para estar inserida nas políticas das organizações.

A partir dessas transformações no ambiente e na sociedade, novos conceitos foram considerados dentro do cenário organizacional, tais como Responsabilidade Social Empresarial (Corporativa), Governança Corporativa, Gestão Ambiental, Sustentabilidade e Desenvolvimento Sustentável. Mesmo considerando que possa haver diferentes fins para esses conceitos, no geral, todos buscam uma atitude de consciência moral para com os *stakeholders* e o ambiente. Quando se trata desses conceitos, ainda há uma falta de consenso por parte dos teóricos e estudiosos a respeito das definições corretas do termo sustentabilidade. Uma forma generalizada de definição no âmbito de mercado é que refere às atividades que evidenciam a inclusão de aspectos sociais e ambientais nas atividades fins e nas interações com *stakeholders*.



Um dos conceitos mais difundidos do termo *stakeholder* na literatura é o de Freeman (1984), que afirma que qualquer indivíduo ou grupo que seja capaz de afetar o alcance dos objetivos organizacionais ou que é afetado pelo processo de busca destes objetivos é um *stakeholder*. O autor acrescenta ainda que *stakeholders* são grupos que têm direito legitimado sobre a organização.

No entanto, Jensen (2001) argumenta que a teoria dos *stakeholders* pode vir a atender aos interesses pessoais dos administradores, de forma que esses podem tomar as decisões baseadas na busca de seus objetivos. O autor argumenta que essa teoria não fornece a função-objetivo da corporação, pois visa o equilíbrio de todos os envolvidos nas operações empresariais, refletindo em confusão gerencial que leva ao fracasso executivo.

De acordo com Schwartz e Carroll (2008) quando se trata da relação entre negócios e sociedade, surge muita competição por proeminência nos assuntos concernentes a responsabilidade social, ambiental ou desenvolvimento sustentável. Embora discutível, os contêdores primário parecem incluir (a) responsabilidade social empresarial ou corporativa (RSE/ RSC), (b) ética dos negócios (EN), (c) gerência de *stakeholders* (GS), (d) sustentabilidade (SUS), e (e) cidadania corporativa (CC). Há pouco tempo, ainda pairavam muitas dúvidas a respeito da legitimidade teórica ou prática desses conceitos; no entanto, essa situação parece ter mudado consideravelmente, dada a importância conquistada pelo tema dentro do contexto global, considerando a inclusão no meio social, ambiental ou mesmo o empresarial.

Apesar da prevalência dos cinco conceitos diversos, e de certa forma consolidados em suas abordagens, ainda existem algumas dificuldades na compreensão do que cada um realmente significa, ou melhor, no modo como cada um pode se relacionar com os outros. O resultado é certo grau de confusão na compreensão da sociedade e até mesmo do meio acadêmico, o que prejudica a consolidação do campo e o desenvolvimento teórico.

A prova da confusão entre os construtos é facilmente perceptível, já que cada um dos conceitos tem sido sugerido para incorporar um ou mais dos outros de acordo com diversos autores. Conforme Werre e Marrewijk (2003 p. 107) *apud* Schwartz e Carroll (2008), equipara-se sustentabilidade com a RSE: “sustentabilidade corporativa, e também a RSE, refere-se às atividades de uma empresa-voluntário por definição”. Willard (2002 p. 6) equivale sustentabilidade com a RSE e CC e afirma “o desenvolvimento sustentável, também conhecido como a responsabilidade social das empresas, boa cidadania corporativa”.

Werre e Marrewijk (2003, p. 95-96) resumem: “um intenso debate tem ocorrido entre os acadêmicos, consultores, e executivos de empresas, resultando em muitas definições de

uma forma mais humana, mais ética e uma forma mais transparente de fazer negócios”. Criaram-se conceitos relacionados, tais como desenvolvimento sustentável, cidadania corporativa, *Triple Bottom Line*, ética empresarial, e responsabilidade social corporativa [...] uma variedade de conceitos, definições colocou os executivos de negócios em uma situação embaraçosa, especialmente aqueles que estão começando a assumir a sua responsabilidade perante a sociedade e os seus intervenientes, deixando-os com mais perguntas do que respostas. Para ajudar a resolver a confusão, vários pesquisadores têm tentado analisar e avaliar cada constructo.

#### 3.4.2.2 Gestão sustentável, performance e precificação

A diversidade de conceitos apresentada na seção 3.5.2.1 dificulta a análise empírica do impacto financeiro das diversas práticas. Esta seção não tem o intuito de esmiuçar a discussão dentro de cada conceito, mas de apresentar um panorama dos estudos recentes acerca dos impactos financeiros destes tipos de práticas. Portanto, a Responsabilidade Social Empresarial será tratada de maneira genérica.

Kreander *et al.* (2000) estudaram o desempenho de 60 fundos de investimento éticos e não-éticos<sup>17</sup> europeus no período de janeiro 1995 a dezembro de 2001. Os fundos foram comparados aos pares (com características semelhantes). Os modelos utilizados para analisar o desempenho dos fundos foram Alfa de Jensen, índice Sharpe e índice de Treynor. Os resultados encontrados são de que o desempenho dos fundos éticos é muito semelhante aos de referência de mercado, sugerindo que não há uma diferença significativa entre o desempenho dos fundos éticos e não-éticos. Um fundo ético apresenta muitas restrições de investimentos, mas mesmo assim apresenta a mesma rentabilidade que o não-ético. Porém, destaca-se que a real influência na rentabilidade de um fundo é sua idade e não se ele é ético ou não-ético, ou seu tamanho, pois quanto mais velho for o fundo mais confiável ele se torna.

Bauer, Derwall e Otten (2007) analisaram o desempenho e a sensibilidade ao risco dos fundos éticos canadenses em comparação com os fundos convencionais. Sua amostra foi constituída por fundos com orientação para investimentos domésticos, sendo excluídos os fundos que apresentavam investimentos no exterior. Esses fundos investem primordialmente em ações, embora seja permitido que um pequeno percentual seja investido em outros fundos. A amostra não incluiu os fundos que não sobreviveram e o período considerado foi entre 1995 e 2003, sendo que entre 1995 e 1999 os dados foram criados através de projeção. As análises

---

<sup>17</sup> Embora os autores utilizem esta denominação, consolidada no seu contexto acadêmico local, a descrição realizada no artigo é compatível com as análises que, de maneira generalista, são denominadas Responsabilidade Social Empresarial (SER).

apontaram que os fundos éticos apresentaram rendimento inferior aos convencionais e um desvio-padrão maior, além de que tanto os fundos éticos como os convencionais apresentaram Alfas negativos e significativos a 10%, mas não a 5%. A exposição à variação do mercado foi maior para os fundos éticos. Os resultados obtidos pelo modelo de avaliação de Carhart (1997) e Ferson e Schadt (1996) foram semelhantes. Os fundos éticos encontravam-se mais correlacionados com o retorno da *proxy* de mercado do que com a *proxy* de investimentos em práticas socioambientais, apresentando, desta forma, desempenho semelhante aos fundos convencionais.

Ortas, Moneva e Salvador (2010) estudaram a volatilidade dos índices da bolsa de Madrid, comparando índices tradicionais de mercado com índices associados à sustentabilidade. O mercado espanhol é representado pelo IBEX, e o mercado de empresas associadas a práticas sustentáveis é representado pelo índice FTSE4GOOD-IBEX, um integrante da família FTSE que visa a mensurar o desempenho das empresas com boas práticas, dentro do universo do IBEX. Baseando-se numa amostra de dados de frequência diária de 09/04/2008 a 05/02/2010, inicialmente, estima-se o CAPM, que resulta em Alfa significativamente negativo e Beta aproximadamente igual a um. Em seguida, a volatilidade é estimada com base nos modelos GARCH, GJR e EGARCH, os quais demonstram que a volatilidade do índice FTSE4GOOD-IBEX é inferior a do IBEX, resultado que é confirmado por modelos multivariados. Ainda, destaca-se que os modelos assimétricos geram coeficientes de assimetria positivos e significativos, demonstrando que o impacto de choques negativos na volatilidade é maior do que choques positivos.

Hoti, McAleer e Pauwels (2008) analisaram as diferenças entre a volatilidade dos índices *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) e S&P500 e os índices *Dow Jones Sustainability Index* (DJSI) e *Environmental Sustainability Index* (ESI), sendo que os primeiros representam mercados como um todo, e os demais são indicadores de sustentabilidade. Com dados de frequência diária de 31/12/1997 a 01/09/2005, as volatilidades e covariâncias das séries são estimadas através do modelo VARMA-GARCH. Seus resultados demonstram que o DJSI é afetado pelos seus coeficientes Alfa e Beta, os quais representam, respectivamente, os choques de curto e longo prazo, além dos coeficientes Alfa e Beta dos índices ESI e DJIA. Por outro lado, o ESI é afetado apenas pelo seu próprio Beta.

A diferença poderia ser explicada pelo critério de composição do índice: o DJIA é composto excluindo as ações que não se encaixam nos seus critérios de sustentabilidade, ou seja, ações de empresas envolvidas em atividades controversas; o ESI é composto pelas ações

de empresas que demonstram atitude pró-ativa para melhores práticas de sustentabilidade. Ou seja, um índice utiliza um critério positivo e o outro, negativo.

Assim, Hoti, McAleer e Pauwels (2008) verificam que há *spillover* de volatilidade do ESI para o DJIA, para o DJSI e para o S&P500, mas não o contrário. Contudo, choques de volatilidade no DJIA afetam o DJSI. Dessa forma, concluem que choques nos índices de volatilidade afetam os índices de mercado, mas não o contrário, exceto para o último caso. Deve ser levado em conta que o ESI é muito mais restritivo do que o DJSI, o que explica porque sua volatilidade é menos afetada pelo mercado. Contudo, de maneira geral, as diferenças não foram significativas o suficiente para afirmar que os índices não estão sujeitos ao mesmo nível de risco.

Jubert *et al.* (2008) verificaram o padrão de volatilidade dos principais índices da Bovespa, analisando dados de frequência diária do período 2006-2007, através de vários modelos da família ARCH. Seus resultados demonstram que o ISE apresenta o menor valor de Alfa entre os índices estudados, ou seja, as amplitudes das variações dos preços das ações do ISE reagem, inicialmente, com um movimento menor do que os demais índices. Contudo, o coeficiente Beta do ISE é o segundo maior, indicando que a volatilidade do dia anterior é transmitida para o dia seguinte. De uma maneira geral, o índice Ibovespa foi considerado o menos volátil, resultado atribuído ao seu alto grau de diversificação, assim como o ITEL foi considerado o mais volátil, seguido do ISE.

A *performance* de melhores práticas de governança corporativa no Brasil foi avaliada por Rabelo *et al.* (2007), com base nos CAPM e em diversos índices, como Treynor, Sharpe e Sortino. Os autores definem dois tipos de carteiras de investimento: um de empresas que apresentam práticas de governança corporativa superior (GCD) e outra de empresas que não as apresentam (GNCD), excluindo empresas que faziam parte do IGC e do Ibovespa simultaneamente e empresas financeiras. Os critérios para a formação das carteiras de empresas que apresentam boas práticas foram a presença no IGC e no Novo Mercado da Bovespa. Para igualar o tamanho das carteiras, foram excluídas da lista de empresas GNCD as menos líquidas. Com base em dados de 2006, inúmeras carteiras foram formadas através de uma estimação *bootstrap*, apontando que as carteiras GCD apresentam risco e retorno superiores, sendo que a aplicação dos índices que ajustam o retorno pelo risco apontou que as carteiras GCD têm também a melhor relação risco/retorno.

Sarianiddis *et al.* (2009) estudaram o efeito do impacto de variáveis macroeconômicas sobre a volatilidade dos índices *DJSI e Dow Jones (DJW)*, no período de fevereiro de 1999 a janeiro de 2008, com dados de frequência mensal. Com base nos modelos GARCH e

IGARCH multivariados, seus resultados demonstram que diversas variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, preço do petróleo, câmbio e desemprego exercem influência sobre a volatilidade dos índices; mas, no caso do DJSI, índice que representa as empresas consideradas sustentáveis, os choques de volatilidade são mais lentamente assimilados, pois não apresenta  $\alpha$  significativo, ao passo que seu  $\beta$  é significativo e superior ao do índice DJW.

No Brasil, esses conceitos, aliados a políticas de gestão sustentável colaboraram para que os investimentos sustentáveis tomassem corpo no mercado financeiro em 2005, com a criação do Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), que mede o retorno sustentável sobre um portfólio hipotético composto por ações emitidas por empresas altamente comprometidas com ações de sustentabilidade, responsabilidade empresarial e boa governança corporativa.

Seguindo esta tendência, muitos fundos de investimento baseados no ISE emergiram, os quais também estão sujeitos ao questionamento acerca da viabilidade em satisfazer os *Shareholders*. Ou seja, permanece a dúvida: fundos que investem em papéis de empresas sustentáveis geram retorno financeiro compatível com os demais? Dentre os estudos brasileiros que visaram responder este questionamento, encontra-se a análise de Cavalcanti, Bruni e Costa (2007), que compararam os retornos acumulados e desvios padrão do ISE com o Ibovespa e IBrX. Devido à elevada participação de empresas financeiras no ISE, os autores optaram por realizar parte das análises excluindo-as. Foram utilizados dados diários de dezembro de 2005 a dezembro de 2006, criando ainda uma retroação do índice, para o período anterior à sua criação. Os resultados apontam que, após a criação do ISE, seu desempenho em média foi inferior ao IBrX e Ibovespa, além de ser mais volátil. Contudo, na análise da retroação do índice, averiguou-se que a rentabilidade das empresas que viriam a compor o índice foi muito superior aos índices de mercado, dando indícios de que a notícia da criação do ISE impulsionou a valorização dessas empresas. Quando da exclusão das empresas financeiras, a rentabilidade do ISE, no período anterior a sua criação, foi superior ao Ibovespa e ligeiramente inferior ao IBrX. No período posterior à sua criação, o índice, ainda sem as instituições financeiras, apresentou desempenho superior ao Ibovespa e IBrX. Nos dois casos a volatilidade do ISE foi inferior.

Cavalcanti, Bruni e Costa (2008) analisaram o desempenho das empresas que compõem o ISE antes e após a sua criação, através de um estudo de evento. O intuito foi verificar a existência ou não de uma maior percepção de valor atribuído às empresas que manifestam um nível mais acentuado de práticas de sustentabilidade. Os autores apontaram que os resultados dos testes foram pouco conclusivos, não indicando a existência de uma

relação estatisticamente significativa entre desempenho financeiro e a adoção de práticas de sustentabilidade.

Rezende *et al.* (2007) buscaram verificar se o retorno do ISE é semelhante aos índices de ações convencionais da Bolsa de Valores de São Paulo, no período de dezembro de 2005 a março de 2007. As evidências encontradas, através dos testes de hipóteses, demonstram que apesar do ISE possuir uma carteira teórica diferenciada, voltada ao tema social, ambiental e ético, o seu retorno não é significativamente diferente dos índices de ações convencionais.

Ceretta *et al.* (2009) analisaram a relação entre os investimentos sócio-ambientais e a *performance* financeira empresarial utilizando um painel de balanços de 59 empresas que operam no Brasil, referentes ao período de 2005 a 2008. Foi observada uma relação positiva entre os indicadores sociais internos, externos e externos defasados em um período e as variáveis endógenas do modelo. Os indicadores sociais externos apresentaram-se significativos nas relações com as duas variáveis exógenas estudadas (receita líquida e resultado operacional).

Milani *et al.* (2012b) analisaram os fundos de investimento brasileiros, questionando as diferenças de *performance* entre os fundos cujo benchmark é o ISE e os demais fundos, com dados de frequência diária de 01/01/2007 a 08/02/2009. Os fundos foram segregados por tipo de gestão, *benchmark* e tamanho, sendo analisados pelos prismas do índice de Sharpe e do Alfa de Jensen. Suas principais conclusões apontaram que os fundos de investimento apresentaram retorno médio negativo no período, mas com evidências que sua *performance* foi superior à média do mercado. Contudo, os fundos cujo *benchmark* é o ISE geraram retorno inferior em relação aos fundos com outros *benchmarks*. Também foi averiguado que, no período analisado, a *performance* dos fundos de gestão ativa foi superior aos fundos de gestão passiva.

As diversas dimensões da Responsabilidade Social Empresarial foram analisadas por Milani *et al.* (2012c), que verificaram a *performance* de diversos indicadores, como o Índice de ações com Governança Corporativa Diferenciada (IGC), Índice de Governança Corporativa Diferenciada *Trade* (IGCT), Índice de ações com Sustentabilidade Empresarial (ISE) e Índice de ações com *Tag Along* Diferenciado (ITAG) em relação ao Ibovespa, que representa o mercado. Com dados diários de 03/01/2006 a 30/03/2012, o índice de Sharpe foi calculado de forma dinâmica, ou seja, a volatilidade condicional estimada por um modelo GARCH foi utilizada como medida de risco, permitindo que o índice fosse calculado diariamente, gerando seis séries de índices. Testes de diferença de média apontaram que, entre

os índices analisados, o Ibovespa apresentou a menor *performance* no período, sendo que a maior *performance* foi obtida pelo índice IGC.

Sem dúvida, o estudo do efeito das variáveis ligadas à sustentabilidade em investimentos, no caso fundos de investimento e ETFs, gerou uma importante discussão, que transpõe o paradigma do risco-retorno no sentido de que a sustentabilidade é uma demanda social que pode ser precificada. Dando continuidade à revisão da literatura, a seção 1.6 apresentará uma abordagem mais incisiva sobre os ETFs, especialmente no que tange o desvio do preço e o *tracking error*.

Soares e Milani (2014) compararam a *performance* de fundos de investimentos e ETFs brasileiros ligados a índices de sustentabilidade, governança corporativa e responsabilidade social em relação a fundos de investimento e ETFs com *benchmarks* tradicionais. Com base no CAPM e no índice de Sharpe, seus resultados indicaram que as categorias de fundos ligadas a melhores práticas apresentam a segunda melhor *performance*, perdendo apenas para os fundos livres.

### 3.5 Estudos anteriores no contexto dos ETFs

Uma das características mais marcantes dos ETFs é o fato de que o valor de suas cotas pode ser diferente do seu valor fundamental<sup>18</sup>, o que pode gerar oportunidades de arbitragem, conforme ressaltado por Cherry (2004). O autor verifica que esta diferença, denominada desconto, varia consideravelmente ao longo do tempo e pode dar origem a estratégias que geram ganho 17% superior ao de uma estratégia passiva, ao passo que expõem o investidor a apenas um quinto do risco.

A arbitragem é um conceito que tem sido explorado pelo menos desde Friedman (1953), que argumenta que os preços devem refletir o valor fundamental para que investidores bem informados não possam tirar proveito de más precificações. Contudo, há diversos trabalhos como o de Sharpe (1966) e de Jensen (1967) indicando que se os investidores forem “sofisticados” (profissionais) e bem informados, as oportunidades de arbitragem desaparecerão.

A discussão acerca da eficiência de mercado, ressaltada na seção 2.3, tem íntima relação com a arbitragem, pois em um mercado eficiente, onde o investidor é bem informado, não há espaço para a arbitragem. A proeminente vertente teórica da eficiência de mercado

---

<sup>18</sup> Valor Fundamental é um termo usado à maneira de Fama (1991), que no contexto dos ETFs, pode ser compreendido como o valor da carteira do fundo, ou seja, o seu valor patrimonial. Frequentemente, a literatura denomina-o Net Asset Value (NAV).

sempre foi controversa, mas poucos modelos quantitativos emergiram para averiguá-la. Talvez o mais importante modelo relacionado com esta discussão é o Modelo APT, apresentado na seção 3.3.5, o qual visa precificar as oportunidades de arbitragem, evidenciando que o retorno pode depender de outros fatores além do risco de mercado.

Porém, os estudos acadêmicos até o presente momento evidenciam uma certa confusão de conceitos e resultados. Os principais conceitos envolvidos são: desvio do preço, *tracking error* e *performance*. Assim, este veículo de investimento que rapidamente vem se tornando mais popular ainda não possui um modelo consolidado para trabalhar com as três principais variáveis que afetam-no, as quais serão denominadas neste estudo de retorno patrimonial, retorno do ETF e retorno do mercado.

O retorno patrimonial pode ser compreendido como a variação do valor patrimonial do fundo, ou seja, o seu valor em carteira. O retorno do ETF pode ser compreendido como a variação (média) de valor das cotas negociadas em bolsa de valores, que pode se afastar do retorno patrimonial devido a questões de oferta e demanda. O retorno do mercado nada mais é do que a variação do índice de mercado no qual o ETF está inserido, frequentemente utilizado como *benchmark*.

O fato de que o retorno do ETF pode ser diferente do retorno patrimonial pode gerar problemas de precificação, conhecidos como desvio do preço. Considerando que o objetivo dos ETFs tradicionais é replicar o retorno de seu *benchmark*, é também relevante a precificação do retorno patrimonial em relação ao *benchmark*, como uma medida de eficiência operacional, denominada frequentemente de *tracking error*. O tradicional CAPM pode ser insuficiente para abordar estas questões, o que resultou em uma gama de estudos acadêmicos com métodos e resultados diversos.

O objetivo desta seção é analisar os principais estudos acerca de ETFs realizados até a atualidade, explorando as discrepâncias conceituais e de resultados consideradas intrínsecas ao estudo deste produto. Por fim, a seção culminará em uma definição de conceitos, tais quais serão compreendidos neste estudo.

Cherry (2004) discute as oportunidades de arbitragem nos ETFs, ressaltando que este produto, ao menos no mercado estadunidense, oferece a possibilidade de criação e liquidação de cotas, ao contrário de outros fundos negociados em bolsa, como os *Closed-End Funds* (CEFs). Segundo o autor, espera-se que esta característica colabore com uma precificação mais ajustada, o que não se concretiza, pois existem desvios de preço consideráveis. Foram analisados 73 ETFs listados na AMEX em fevereiro de 2004, sendo que a medida de desvio do preço utilizada pode ser representada pela Equação [42].



$$PD_t = \ln \left( \frac{ETF_t}{NAV_t} \right). \quad [42]$$

Em que  $PD_t$  representa o desvio do preço em  $t$ ;  $ETF_t$  representa o valor do ETF (valor da cota multiplicado pelo número de cotas) em  $t$ , também conhecido simplesmente como preço em  $t$ ;  $NAV_t$  representa o valor patrimonial em  $t$ . Caso o índice seja diferente de zero, há desvio do preço. Fundos que operam em desconto apresentam  $PD_t < 0$ , ao passo que fundos que operam em Prêmio apresentam  $PD_t > 0$ .

Cherry (2004) estima um modelo linear para precificar o retorno da cota (variação do valor do ETF) e o retorno do valor patrimonial pelo desvio do preço real, ou seja, a diferença entre o desvio do preço em cada período e a média dos desvios. Seus resultados evidenciam que o desvio do preço gera coeficiente negativo e significativo ao explicar o retorno da cota e coeficiente positivo e significativo ao explicar o retorno do valor patrimonial. Isso significa, por exemplo, que um desvio positivo ( $ETF_t > NAV_t$ ) faz com que o retorno da cota diminua e vice-versa, de forma que o preço volte a se ajustar ao valor patrimonial, mas abrindo uma janela para arbitragem.

Um estudo similar ao de Cherry (2004) foi realizado por Jares e Lavin (2004), que averiguaram o desvio do preço em ETFs do Japão e de Hong Kong no período de 18/03/1996 a 06/12/2002. Contudo, a medida de desvio do preço difere de Cherry (2004), podendo ser exemplificada pela Equação [43].

$$PD_t = \frac{NAV_t - ETF_t}{NAV_t}. \quad [43]$$

Em que  $PD_t$  representa a medida de desvio do preço em  $t$ . Embora seja utilizada uma mensuração diferente, a interpretação do desvio do preço não se altera. Jares e Lavin (2004) modelam o retorno dos ETFs como uma função do desvio do preço contemporâneo e defasado em um período, conforme Equação [44].

$$r_{ETF,t} = PD_{i,t-1} + PD_{i,t} + \varepsilon_t. \quad [44]$$

Em que  $r_{i,t}$  representa o retorno do ETF no período  $t$ ;  $PD_{i,t-1}$  representa o desvio do preço  $i$  do ETF no período  $t-1$ ;  $PD_{i,t}$  representa o desvio do preço  $i$  do ETF no período  $t$ ;  $\varepsilon_t$  representa o erro da estimação no período  $t$ .

Os resultados de Jares e Lavin (2004) indicam que o desvio do preço em  $t-1$  gera coeficiente significativo e positivo, diferentemente do desvio do preço em  $t$ , que gera coeficiente significativo e negativo (em maior proporção), os quais se mantêm tanto para o mercado japonês quanto honconguês. Ao mesmo tempo em que estes resultados indicam

possíveis oportunidades de lucro (arbitragem), também evidenciam que o mercado reage em direção ao ajuste, talvez de maneira proporcionalmente maior.

Com base nesta janela de oportunidades, Jares e Lavin (2004) comparam os resultados de uma estratégia passiva com os de uma estratégia baseada em regras de transação. No período analisado, uma estratégia passiva levaria a perdas de 42% e 12% para os mercados do Japão e Hong Kong, respectivamente, enquanto a estratégia de regras de transação baseadas no desvio do preço levaria a ganhos de 71,56% e 13,98%.

O desvio do preço também foi analisado por Tse e Martinez (2007), que consideram-no a diferença entre o retorno das cotas e o retorno patrimonial do ETF, conforme Equação [45].

$$PD_t = r_{ETF} - r_{NAV} \quad [45]$$

Em que  $PD_t$  é a medida de desvio do preço em  $t$ ;  $r_{ETF}$  é o retorno do ETF em  $t$ , calculado com base no preço de suas cotas;  $r_{NAV}$  é o retorno do patrimônio líquido do fundo em  $t$ . Tse e Martinez analisaram 24 ETFs estadunidenses no período de 02/01/2002 a 31/12/2004, modelando o retorno das cotas como uma função da variação do seu patrimônio líquido e desvio do preço. De uma maneira geral, seus resultados indicaram que não há desvio do preço significativo e que a volatilidade do patrimônio líquido de ETFs internacionais é maior do que a volatilidade das cotas dos próprios ETFs no mercado estadunidense.

À medida que se desenvolveram os estudos acerca do desvio do preço, emergiu a necessidade de medidas de *performance* adequadas para este contexto. O desvio do preço, ocasionado pela diferença entre o valor de mercado e o valor patrimonial dos ETFs, criou uma nova dimensão que deve ser averiguada para a correta precificação destes fundos. Neste sentido, Kuo e Mateus (2006) analisam a *performance* de 20 ETFs de países listados no MSCI com dados mensais do período de julho de 2001 a junho de 2006. Os índices de Sharpe (1966), Treynor (1965) e Sortino e Robert (1991) evidenciaram que os ETFs apresentaram *performance* superior ao índice S&P500. A análise da persistência, baseada na relação entre vencedores e perdedores, indicou que a *performance* passada pode prever a *performance* futura. Os fundos de países são também analisados por Ackert e Tian (2008), que analisam a influência do desvio do preço e a iliquidez sobre o retorno diário de 28 ETFs de países a partir de 01/06/2002. Foi construído um modelo em que o desvio do preço, calculado pela Equação [AA], foi utilizado como variável dependente, tendo o Momento, a medida de Amihud (2002), o volume negociado e o valor de mercado do ETF como variáveis dependentes. A

medida de Amihud (2002), *proxy* de iliquidez, foi calculada tanto para o ETF quanto para o seu mercado de origem, assim como o volume negociado.

Ressalta-se que o desvio do preço do ETF que representa o mercado brasileiro apresentou grande variabilidade no período anterior a 2004, de forma similar ao encontrado por Milani e Ceretta (2014d). Entre os principais resultados de Ackert e Tian (2008), verifica-se que quanto menor a liquidez, maior o desvio do preço. Os coeficientes de iliquidez estimados para os ETFs e para os mercados locais apresentaram o mesmo sinal.

Os *closed-end funds* (CEFs) são frequentemente comparados aos ETFs por terem surgido previamente e com algumas características semelhantes, como cotas negociadas. Harper *et al.* (2006) compararam a performance de CEFs com ETFs no período de abril de 1996 a dezembro de 2001 através do índice de Sharpe (1966) e de uma adaptação do modelo de Jensen (1967), estimado com o retorno de CEFs como variável dependente e o retorno de ETFs como independente. Os Alfas gerados pelo modelo foram regredidos contra o desvio padrão do desvio do preço, a variação do desvio do preço, a variação do valor do patrimonial e de mercado, a diferença das taxas dos CEFs e dos ETFs e a diferença do *turnover* dos CEFs com o *turnover* dos ETFs.

A estimação gerou interceptos negativos, coeficiente negativo para o desvio-padrão e positivo para a variação do valor de mercado (efeito tamanho). Contudo, o que mais chama a atenção é o fato de que o Alfa depende da variação do desvio do preço, mas não da variação do valor patrimonial. Harper *et al.* ainda concluíram que o índice de Sharpe (1966) dos ETFs é superior ao dos CEFs.

O efeito que a introdução dos ETFs teve sobre os CEFs, veículo de investimento consolidado e com características semelhantes, foi analisado por Barnhart (2010), que concluiu que após este evento, os desvios de preços aumentaram, mas o volume negociado de CEFs diminuiu.

O entendimento do desvio do preço, porém, pode ser mais abrangente. Engle e Sarkar (2002) propõem uma medida alternativa de desvio do preço, que ajusta o desvio a diversas variáveis. O desvio do preço ajustado pode ser compreendido pela Equação [46].

$$PD_t = \ln(ETF_t) - \ln(NAV_t) = \alpha \ln(NAV_t) + \phi x_t + \varepsilon_t \quad [46]$$

Em que  $PD_t$  representa a medida de desvio do preço em  $t$ ;  $ETF_t$  representa o preço total de fechamento de todas as quotas, ou seja, o valor de mercado do ETF em  $t$ ;  $NAV_t$  representa o patrimônio líquido, ou seja, o valor em carteira do ETF, em  $t$ ;  $x_t$  representa as

variáveis de controle em  $t$ ;  $\varepsilon_t$  é o erro da regressão linear em  $t$ , considerado o verdadeiro desvio do preço.

Delcoure e Zhong (2007) analisaram o desvio do preço de 20 ETFs listados na AMEX, com base no desvio do preço estimado pela Equação [46]. Foram utilizadas como variáveis de controle a propriedade, *bid-ask spread*, o volume negociado, a correlação condicional com o mercado, a volatilidade da taxa de câmbio, uma *dummy* para a tragédia de 11/09/2001, uma *dummy* para a crise da Rússia e uma para a crise da Ásia. A maioria das variáveis gerou coeficiente significativo, exceto a correlação condicional e a *dummy* da tragédia de 11/09/2001, sendo que as variáveis *dummy* para a crise da Rússia e da Ásia e para o controle de investidores institucionais geraram coeficientes negativos, ao passo que os demais foram positivos.

Os autores ainda verificaram a possibilidade de cointegração entre o valor patrimonial e de mercado, considerando que o erro desta estimação poderia ser compreendido como uma medida de desvio do preço. Porém, foi averiguado que o desvio do preço persiste por pouco tempo, ajustando-se rapidamente. Delcoure e Zhong (2007) concluem que, embora o desvio do preço exista e seja explicado por diversas variáveis, há uma considerável parcela ainda não explicada.

Hughen e Matthew (2009) verificaram a cointegração entre os preços e os valores patrimoniais dos ETFs e CEFs estadunidenses que investem em ativos estrangeiros (fundos de países) no período de 31/03/2000 a 31/03/2004, analisando suas funções de impulso-resposta. Seus resultados apontam que choques no valor patrimonial geram efeitos positivos no valor das cotas, que se dissipam entre três e cinco dias após o choque. Regressões adicionais evidenciaram também que o retorno dos ETFs está mais ligado à variação do valor patrimonial no caso dos ETFs do que nos CEFs. Ainda, percebeu-se que as cotas de ambos produtos reagem mais fortemente à variações no índice de mercado do que ao valor patrimonial. Por fim, Hughen e Matthew (2009) concluem que ETFs e CEFs que investem em ativos estrangeiros tem *performance* inferior aos *American Depositary Receipts* (ADRs).

Levy e Lieberman (2013) analisam a reação exagerada de ETFs de países ao retorno do mercado estadunidense com dados intra-diários (15 min.) de 20 ETFs, 11 dos quais representam mercados europeus e nove, asiáticos. No período de janeiro de 2000 a dezembro de 2010, o retorno dos ETFs é precificado de acordo com a Equação [47].

$$r_{ETF,t} = \alpha_i + r_{NAV,t} + r_{M,t} + \varepsilon_t. \quad [47]$$

Em que  $r_{M,t}$  representa o retorno do mercado em  $t$ , sendo que o mercado, em geral, é considerado o *benchmark*. Seus resultados demonstram que o retorno do mercado estadunidense ( $r_{M,t}$ , no caso representando o S&P500) gera coeficiente significativo e de valor econômico relevante, evidenciando que os investidores que alocam seus recursos em ETFs de países não estão livre dos riscos do mercado dos Estados Unidos. No entanto, a questão da sincronização é relevante, pois enquanto os mercados estão abertos concomitantemente, o coeficiente do patrimônio líquido (NAV) é maior, indicando que os ETFs de países ajustam-se aos retornos dos mercados locais. No entanto, quando os mercados locais fecham, os ETFs se tornam mais sujeitos ao índice S&P500.

Lin e Chou (2006) analisaram os fatores que afetam a precificação e o *tracking error* do TTT, o primeiro ETF taiwanês. O *tracking error* pode ser definido como a diferença entre o retorno do *benchmark* e a variação patrimonial do ETFs, pois tendo em vista que um ETF visa replicar o índice de mercado, esta é uma medida de sua eficiência operacional. O *tracking error* pode ser definido pela Equação [48].

$$TE_t = r_{NAV,t} - r_{M,t}. \quad [48]$$

Em que  $TE_t$  representa o *tracking error*. Os autores ainda definem que é possível calcular a recompensa do *tracking error* como a diferença entre o retorno das cotas do ETF e o retorno do índice de mercado, servindo como medida de *performance*, conforme Equação [49].

$$RTE_t = r_{ETF,t} - r_{M,t}. \quad [49]$$

Em que  $RTE_t$  representa a recompensa do *tracking error* e  $r_{ETF,t}$  o retorno das cotas do ETF. Esta relação, embora tratada como *tracking error* pelos autores, assemelha-se mais à tradicional análise de *performance*, pois averigua o retorno diretamente do ponto de vista do investidor. Lin e Chou (2006) verificam que o *tracking error* depende da recompensa do *tracking error* mais do que das alterações da carteira. Ainda, verificam que o retorno dos ETFs depende do desvio do preço (coeficiente negativo) e do mercado Taiwanês (coeficiente de 0,53).

Garg e Singh (2013) analisaram o *tracking error* e o *reward tracking error* medidos pelas Equações [48] e [49] de cinco ETFs e cinco fundos passivos indianos, com dados diários do período de junho de 2006 a dezembro de 2009. O CAPM foi estimado para precificar o retorno patrimonial em relação ao retorno do *benchmark*, tendo em vista que ambos produtos mantêm estratégias de replicação dos índices. Seus resultados apontam que o *reward tracking error* é consideravelmente maior do que o próprio *tracking error*, além de

que os Betas dos fundos passivos são inferiores aos Betas dos ETFs. Os ETFs, conseguindo replicar melhor seu *benchmark*, apresentam *performance* superior aos fundos passivos.

Blitz e Huij (2012) analisam o *tracking error* dos tradicionais ETFs de gestão passiva que visam replicar os *benchmarks* de mercados emergentes. Seu estudo evidencia que estes apresentam *tracking errors* superiores aos dos ETFs que visam a replicação de *benchmarks* de mercados de países desenvolvidos. Especialmente os ETFs que valem-se unicamente de métodos quantitativos para a replicação tendem a apresentar maiores *tracking errors*, especialmente em épocas em que o retorno do mercado está mais disperso. No entanto, as suas diferenças de *performance* são pífiás, indicando que a existência do *tracking error* não necessariamente está associada à *performance*.

O *tracking error* dos ETFs australianos é comparado com o dos ETFs estadunidenses por Gallagher e Segara (2006), através da Equação [48] e através de uma medida alternativa baseada no desvio-padrão da diferença entre o retorno patrimonial e o retorno do *benchmark*, conforme Equação [50].

$$TE_{DP,t} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (TE_t - \overline{TE})^2}. \quad [50]$$

Em que  $TE_t$  é o *tracking error* oriundo da Equação [48] e  $TE_{PD}$  é uma medida alternativa de *tracking error*, baseada no desvio-padrão. Com dados diários de 02/01/2002 a 31/12/2003 de 4 ETFs australianos, os resultados de Gallagher e Segara (2006) indicam que praticamente não há *tracking error*, tornando os ETFs bem sucedidos no seu objetivo de replicar um índice. Contudo, há casos em que os ETFs apresentam *performance* inferior ao *benchmark* e pode haver diferenças nos resultados, dependendo do *benchmark* utilizado. Da mesma forma, o desvio do preço também foi considerado pífió, sendo que quando ocorre, tende a desaparecer em um dia, corroborando estudos de ETFs estadunidenses.

Shin e Soydemir (2010) estimam os *tracking errors* de 20 ETFs da MSCI com dados diários de julho de 2004 a junho de 2007. Três medidas são utilizadas: a definida pela Equação [48], a definida pela Equação [50] e o erro de uma regressão linear que explica a variação do valor patrimonial pela variação do *benchmark*, conforme Equação [51].

$$r_{NAV,t} = \alpha + \beta r_{M,t} + TE_t \quad [51]$$

Em que  $TE_t$  é o erro da regressão em  $t$ , considerado uma medida de *tracking error*. Após estimar o *tracking error*, os autores visam explica-lo pelas taxas cobradas pelos ETFs, volatilidade, volume, pagamento de dividendos, taxa de câmbio, *bid-ask spread* e Momento. Além da análise do *tracking error*, Shin e Soydemir ainda objetivaram analisar a *performance*

dos ETFs com base no modelo de Jensen (1967), regredindo o excesso de retorno do patrimônio do ETF contra o excesso de retorno de mercado.

Neste ponto, verifica-se a fragilidade do conceito de *performance* no contexto dos ETFs, pois outros estudos utilizaram o retorno das cotas para este fim. Na verdade, o valor agregado ao investidor individual reside no retorno das cotas e, portanto, há mais sentido em utilizá-lo como medida de *performance*. A regressão do valor patrimonial contra o índice de mercado, como argumentado por Charupat e Miu (2012), resulta em uma análise da eficiência operacional do ETF, evidenciando o quanto a variação do patrimônio do fundo consegue se aproximar do retorno do mercado, o que interessa mais diretamente ao gestor do fundo do que ao investidor.

Os resultados de Shin e Soydemir (2010) indicam que existem *tracking errors* significativos e negativos, sendo influenciados principalmente pela variação da taxa de câmbio. Porém, apenas os ETFs asiáticos apresentam persistência no *tracking error*, a qual pode durar até quatro dias.

O *tracking error* 31 ETFs de títulos públicos dos países envolvidos na crise europeia foi analisado por Drenovak *et al.* (2012) no período compreendido entre 2007 e 2010. O *tracking error*, contextualizado como *trecking performance* pelos autores, foi calculado de quatro maneiras diferentes: duas são exemplificadas pelas Equações [48], e [50], anteriormente explicadas. Uma medida baseada em uma regressão OLS foi sugerida, conforme Equação [52].

$$r_{ETF,t} = \alpha + \beta_1 r_{M,t} + TE_t. \quad [52]$$

Em que  $TE_t$  é a medida de *tracking error*. Drenovak *et al.* (2012) ainda sugerem uma outra medida de *tracking error*, baseada na cointegração de Alexander (1999), conforme Equações [53], [54] e [55].

$$NAV_t = \alpha_1 + \beta_1 M_t + ECT_t. \quad [53]$$

$$R_{NAV,t} = \alpha + \beta_1 r_{NAV,t-i} + \beta_2 r_{M,t-i} + \beta_3 ECT_{t-1} + \mu_{2,t}. \quad [54]$$

$$R_{M,t} = \alpha + \beta_4 r_{NAV,t-i} + \beta_5 r_{M,t-i} + \beta_6 ECT_{t-1} + \mu_{2,t}. \quad [55]$$

Em que  $M_t$  é o valor do índice de mercado (*benchmark*) em  $t$ ;  $ECT_{t-1}$  é o termo de correção de erros da cointegração em  $t-1$ ; e  $\mu_{1,t}$  e  $\mu_{2,t}$  representam os erros da estimações. Drenovak *et al.* (2012) consideram que o  $ECT_{t-1}$  é uma das medidas de *tracking error*. Os autores ainda realizam uma estimacão com o objetivo de explicar todas as medidas pelo *bid-ask spread*, pelo tempo de duração da carteira, uma *dummy* que representa o período pós

quebra do banco *Lehman Brothers*, taxas de administração e tamanho. Seus resultados indicam a existência de *tracking errors* significativos e maiores do que o reportado pelos gestores dos fundos, sendo em sua maioria explicados pelos fatores supra-citados.

Milani e Ceretta (2014c) estudaram a cointegração entre ETFs brasileiros e seu *benchmark* com dados diários do período compreendido entre 02/08/2004 e 29/03/2012, verificando que somente podem ser considerados cointegrados se for assumido que há pelo menos três regimes diferentes. O *tracking error* gerado pela Equação [53] mantém-se positivo, embora muito pequeno, na maior parte do período analisado. Foi verificado também que em períodos críticos, o *tracking error* tende a ser maior. Resultados similares foram encontrados por Milani *et al.* (2012a) com fundos de investimentos tradicionais.

O primeiro ETF chinês foi analisado por Jiang *et al.* (2010) com dados diários do período entre 24/02/2005 a 26/09/2009, que precifica o retorno patrimonial dos ETFs com um modelo de correção de erros similar ao exposto nas Equações [53], [54] e [55], além de estimar o desvio do preço como na Equação [45]. Foi verificado que há causalidade unidirecional do preço para o valor patrimonial, além de que a resposta há um desvio de preço positivo é uma variação negativa no patrimônio líquido, contribuindo para o ajuste do preço. O desvio do preço, além de ser pequeno, não é persistente.

Marshall *et al.* (2013) encontraram evidências de oportunidades de arbitragem ao analisar dados intra-diários dos dois ETFs mais líquidos listados no S&P500: o SPY e o IVV. Embora não sejam idênticos, sua correlação e termo de correção de erros sugerem que são vistos aproximadamente como substitutos. Quando o desvio do preço ocorre, a liquidez diminui e a volatilidade da liquidez aumenta.

Drenovak e Urosevic (2010) analisaram os ETFs tradicionais dos países da crise europeia, estimando seu *tracking error* pela Equação [50] no período de 02/01/2007 a 19/05/2010. Suas conclusões apontam que os ETFs europeus são eficientes na replicação dos seus índices, embora os *tracking errors* aumentem consideravelmente durante períodos críticos.

Rompotis (2012) analisaram a *performance* e o *tracking error* de 50 ETFs estadunidenses da família Barclay no período de 2002 a 2007, utilizando o índice de Sharpe (1966) e o índice de Sortino e Price (1994) para mensurar a performance ajustada ao risco e a medida de *tracking error* (Equação [50]) e o *reward tracking error* (Equação [49]). O *tracking error* é então regredido contra a taxa de câmbio, o risco (desvio-padrão do retorno do ETF) e a variação da idade, visando explicar sua existência.



A análise dos índices de Sharpe (1966) e Sortino e Price (1994) indica que pelo menos 37 dos 50 fundos apresenta *performance* superior ao S&P500, sendo que há indícios de persistência devido à geração de coeficientes significativos quando da inclusão de vetores auto-regressivos. O autor verifica também que o *tracking error* e o *reward tracking error* são, de maneira geral, positivos e persistentes, não podendo ser explicados por nenhum dos fatores sugeridos. Assim, verifica-se que as medidas de *tracking error* e *performance* apontam para uma mesma conclusão: a de que os ETFs apresentam retornos superiores ao do mercado.

A *performance* dos fundos indianos foi analisada por Prasana (2012) através da Análise de Envoltório de Dados (DEA). Foram averiguados 82 ETFs com dados mensais no período de janeiro de 2006 a dezembro de 2011, concluindo que os ETFs domésticos são mais eficientes do que os demais, além de que fundos com patrimônio muito grande apresentam *performance* inferior aos demais.

Blitz *et al.* (2012) compararam a *performance* de fundos passivos com ETFs no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2008, observando consideráveis diferenças de performances entre os fundos, as quais podem ser atribuídas parcialmente às diferenças nas taxas de administração. A princípio, a maioria dos fundos não consegue superar a *performance* do mercado, o que seria ajustado caso o pagamento de dividendos fosse considerado. Porém, os impostos sobre o pagamento de dividendos são altos, corroendo os ganhos e explicando o fato de os retornos líquidos dos fundos que pagam mais dividendos serem menores. Por fim, Blitz *et al.* (2012) verificam que o entendimento atual sobre o que é considerado “taxas dos fundos” deve ser reconsiderado, pois frequentemente as taxas efetivas são maiores do que o divulgado.

Os fundos passivos convencionais e os ETFs foram também comparados por Agapova (2011), que discute o fato de que eles poderiam ser considerados substitutos, no sentido de que possuem os mesmos objetivos (replicar um *benchmark*). No entanto, as suas diferentes estruturas organizacionais. O autor ressalta a importância da taxa de administração neste tipo de veículo, a qual historicamente tem sido considerada a responsável pela melhor *performance* dos fundos passivos, quando isto acontece. O efeito substituição é averiguado através da análise do fluxo de recursos entre ETFs e fundos passivos, concluindo que ambos não são perfeitos substitutos, embora o sejam parcialmente. Há uma espécie de “efeito clientela”, pois são investimentos voltados para um nicho específico de investidores, que não movem seus recursos apenas com base na *performance*.

A falta de consenso vigente acerca dos conceitos referentes à precificação e mensuração de *performance* de ETFs implica em uma gama de denominações e análises

muitas vezes incongruentes entre si. A *performance* frequentemente é analisada como uma relação entre o retorno do ETF e o mercado, mas Defusco *et al.* (2011) argumenta que a diferença do preço do índice de mercado e do ETF deve ser considerado o verdadeiro desvio do preço, conforme Equação [56].

$$PD_t = M_t - ETF_t. \quad [56]$$

Em que  $PD_t$  é a medida de desvio do preço em  $t$ ;  $M_t$  representa o preço do índice de mercado em  $t$ ;  $ETF_t$  é o preço do ETF em  $t$ . Assim, Defusco *et al.* (2011) também compreende que a medida de desvio do preço pode ser estimada de acordo com a Equação [57], tornando-se análoga a um vetor de correção de erros.

$$M_t = \alpha + \beta_1 ETF_t + \varepsilon_t. \quad [57]$$

Em que  $\alpha$  e  $\beta_1$  são parâmetros da estimação e  $\varepsilon_t$  é o resíduo da regressão das variáveis em nível, que evidenciará a cointegração caso seja estacionário. O resíduo  $\varepsilon_t$  é considerado a medida de desvio do preço.

A análise dos três maiores ETFs estadunidenses demonstrou que dois deles apresentam desvio de preço positivo e um, negativo. Os desvios de preço são estacionários e previsíveis, gerando coeficientes significativos em modelos *Vector Error Correction* (VEC) que explicam a variação dos preços dos ETFs e do mercado. Outro resultado importante diz respeito ao fato de que ETFs com menor número de ativos em carteira apresentam menor desvio do preço.

O desvio do preço e o *tracking error* dos ETFs alavancados foram analisados por Charupat e Miu (2011). Considerando que o objetivo deste tipo de ETF é alcançar um múltiplo de seu *benchmark*, o seu *tracking error* pode ser definido como a diferença entre a sua variação patrimonial e coeficiente de alavancagem, subtraindo ainda as taxas de administração, diferentemente de Delcoure e Zhong (2007), Rompotis (2012) e Drenovak *et al.* (2012) que visaram explicar o *tracking error* e o desvio do preço regredindo-os contra as taxas de administração. O modelo de Charupat e Miu (2012) pode ser exemplificado pela Equação [58].

$$r_{NAV,t-1} = \gamma r_{M,t} - k_t. \quad [58]$$

Em que  $\gamma$  é o coeficiente de alavancagem pelo qual o *benchmark* deve ser multiplicado em  $t$ ;  $k_t$  representa as taxas dos fundos ETFs. Os autores ainda analisam o desvio do preço por meio da Equação [43].

Charupat e Miu (2011) concluem que os ETFs alavancados apresentam maior volatilidade do que os não-alavancados, mas seu desvio do preço é muito pequeno. Ainda, verificam que o desvio do preço de ETFs com retorno positivo (negativo) está positivamente (negativamente) correlacionado com o retorno do *benchmark*. De maneira similar, percebe-se que os *tracking errors* são muito pequenos, de forma que os ETFs pareçam ser bem sucedidos na sua tarefa de entregar ao investidor um retorno próximo ao *benchmark*.

Os ETFs alavancados são também o tema do estudo de Shum e Kang (2012), que os analisam com base na Equação [52] no período entre 01/01/2008 a 31/12/2009, propondo uma forma de distinguir os efeitos da alavancagem, da gestão do fundo e dos desvios do preço. Seus resultados apontam que os desvios do preço são originados principalmente pela redução de liquidez em períodos críticos. Tang e Xiaoqin (2013) analisaram quatro famílias de ETFs alavancados dos Estados Unidos, que visam replicar um multiplicador de quatro diferentes *benchmarks*, no período de 17/07/2006 a 31/12/2010. Os principais resultados atestam que a taxa *London Interbank Offered Rate* (LIBOR), o desvio do preço em  $t-1$  e o retorno do *benchmark* são os principais fatores que determinam o *tracking error*. O desvio em relação ao coeficiente de alavancagem é determinado positivamente pelo retorno acumulado do mercado ao quadrado e negativamente pela variância de seu retorno.

A questão da volatilidade é estudada por Martinez *et al.* (2013), que analisou os ETFs da China e do Japão no período de dezembro de 2005 a maio de 2009, com dados intra-diários. A volatilidade é considerada o resíduo da regressão que explica o retorno dos ETFs, conforme Equação [59].

$$r_{ETF,t} = \alpha + \beta_1 r_{ETF,t-1} + \beta_2 r_{NAV,t} + \beta_3 D_d + \beta_4 ER_t + \varepsilon_t. \quad [59]$$

Em que  $D_d$  é uma *dummy* para o dia da semana e  $ER_t$  é a taxa de câmbio do país de origem do ETF. O erro  $\varepsilon_t$  é utilizado como indicador de volatilidade por Martinez *et al.* (2013).

O erro, posteriormente, é regredido contra o volume negociado, a quantidade de cotas negociadas e uma *dummy* que distingue as segundas-feiras. Seus resultados apontam que para os ETFs japoneses, transações de médio e grande porte aumentam a volatilidade, ao contrário das de médio porte. Para o mercado chinês, todas as transações aumentam a volatilidade.

O debate acerca do tipo de gestão tornou-se relevante no momento em que teve início o surgimento de ETFs que não visavam unicamente replicar um índice, mas obter ganhos através de uma gestão ativa. Rompotis (2013) analisou as diferenças de *performance* de seis ETFs ativos e passivos do mercado estadunidense, precificando-os através do CAPM e do

CAPM com a inclusão do segundo momento, conforme Equação [10]. O retorno patrimonial é utilizado como variável dependente, sendo que a *performance* ainda é analisada sob a perspectiva do índice de Sharpe (1966) e de Treynor (1965). O autor ainda averigua o *tracking error* pelas Equações [48] e [50] e compreende-o como volatilidade, da mesma maneira que Martinez *et al.* (2013).

Rompotis (2013) encontra evidências de que o retorno dos ETFs ativos é inferior ao dos passivos, sua volatilidade é maior e sua precificação não indica habilidade superior, levando a crer que o mercado de ETFs dos Estados Unidos é suficientemente eficiente para coibir a arbitragem.

Singh e Wadhwa (2011) compararam a *performance* de seis fundos ETFs do mercado estadunidense, sendo três ativos e três passivos. A *performance* é verificada através do modelo de Jensen (1967) e o desvio do preço é estimado como na Equação [45]. Seus resultados apontam que não são gerados coeficientes Alfa significativos, mas os coeficientes Betas são superiores a 0,95. O desvio do preço é pequeno e próximo para ambas categorias de fundos, indicando que os ETFs são bem sucedidos na replicação do *benchmark*.

Elia (2012) verifica as diferenças no *tracking error* dos ETFs tradicionais e sintéticos da Europa, com dados de todos os ETFs presentes em setembro de 2007, em um período que se estende até junho de 2011. O *tracking error* foi estimado pelo autor conforme Equações [49], [52] e [60], sendo a última especificada a seguir.

$$TE_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (RTE_t - \overline{RTE})^2}. \quad [60]$$

Em que  $TE_t$  representa a medida de *tracking error*. Percebe-se novamente a confusão acerca do conceito de *tracking error*, que por vezes confunde-se com o de desvio do preço ou de *performance*. O *tracking error*, conforme mensurado por Elia (2012), é menor para os ETFs sintéticos, embora dê indícios de que os fundos operam abaixo de seu *benchmark*.

A volatilidade dos ETFs asiáticos foi analisada por Gutierrez *et al.* (2009), os quais concluíram que os picos de volatilidade ocorrem durante à noite e podem ser devidos às diferenças de fuso-horário entre estes mercados e o mercado dos Estados Unidos. As informações que vem ao público em um mercado enquanto o outro está fechado podem gerar volatilidade *overnight*. A análise da causalidade de Granger ainda indica que a volatilidade do mercado estadunidense causa a volatilidade asiática.

Há uma considerável vertente da literatura que verifica o impacto de ETFs na formação de carteiras. Huang e Lin (2011) analisam uma carteira formada por ETFs que representam o retorno de mercados de diversos países, além do retorno do S&P500, com o

intuito de verificar este veículo de investimento proporciona diversificação internacional. Analisando a *performance* de uma carteira formada por 19 ETFs listados na NYSE de 02/06/2003 a 31/03/2009 e o S&P500 com base no índice de Sharpe (1966) tradicional e uma variação que insere o risco estimado por um modelo VaR, seus resultados apontam que a *performance* desta carteira é superior ao próprio S&P500. O resultado se sustenta mesmo durante a crise do *subprime* e pode estar relacionado com o fato de os ETFs de países frequentemente apresentam *performance* superior ao mercado do seu país de origem.

Alexander e Barbosa (2008) verificam estratégias de *hedging* utilizando ETFs em carteiras de mínima variância. Os autores verificam que a inclusão dos momentos superiores são fundamentais para o alcance de melhores resultados, fato que se manteve por diversos períodos, ou seja, independentemente do regime.

A previsibilidade dos retornos dos ETFs foi analisada por Yang *et al.* (2010), que averiguaram 18 ETFs de países, negociados nos EUA, com diferentes períodos amostrais em razão da disponibilidade. Com base em diversos modelos de previsão, os autores estimam os retornos fora da amostra, avaliando-os por quatro diferentes métodos de mensuração dos erros (MSFE, MAFE, MFTR, MCFD). Seis dos 18 ETFs apresentaram sinais de previsibilidade, sendo especialmente suscetíveis ao modelo GARCH. No contexto deste estudo, o resultado mais importante é o de que o ETF que replica o índice Ibovespa está entre os previsíveis.

Milani e Ceretta (2014b) analisaram os ETFs brasileiros no período de março de 2009 a julho de 2011, com dados de frequência diária. A correlação local entre o desvio do preço (calculado como uma função entre o retorno da cota e o retorno patrimonial) e o retorno do mercado foi estimada de acordo com o método de Tjostheim e Hufthammer (2013), explicitando que o desvio do preço possui correlação local geralmente nos extremos da matriz, dando indícios de que o desvio do preço pode ser oriundo de uma reação exagerada do mercado.

As diferentes definições e resultados encontrados na literatura foram concatenados em um estudo bibliométrico por Charupat e Miu (2012), que classificaram os ramos de estudos de ETFs em três categorias: (i) eficiência de precificação, (ii) habilidade de *tracking/performance* e (iii) efeitos nos ativos das carteiras. A eficiência de precificação é analisada como uma relação entre o retorno dos ETFs e o seu retorno patrimonial, enquanto o *tracking error/performance* é uma relação entre o retorno patrimonial e o retorno do *benchmark*, sendo similar a uma medida de eficiência operacional. Charupat e Miu ainda sugerem que o *tracking error* pode ser estimado de maneiras diferentes, sendo que as mais

comuns são as representadas pelas Equações [50], [51] e [48]. Já o desvio do preço tem sua medida mais comum representada pela Equação [43].

Charupat e Miu (2012) argumentam que a maioria dos estudos verifica que não há desvios do preço ou que são muito pequenos, geralmente desaparecendo devido a custos como *bid-ask spread* e taxas de administração. Os maiores desvios do preço são encontrados em ETFs alavancados, representando as maiores oportunidades de arbitragem. Estudos recentes apontam que os maiores desvios de preço de ETFs negociados no mercado dos Estados Unidos advém de ETFs que visam replicar índices de países emergentes e podem estar relacionados com o próprio retorno patrimonial. Os autores averiguam ainda que a maioria dos ETFs apresenta *tracking error* maior do que os fundos passivos, fazendo com que a *performance* dos ETFs frequentemente seja inferior.

O capítulo 4 abordará os métodos e dados utilizados neste estudo, definindo quais medidas de desvio do preço, *tracking error* e *performance* serão utilizadas e como elas serão aplicadas na análise dos ETFs brasileiros. O capítulo 4 ainda trará esclarecimentos sobre como o desvio do preço dos ETFs será analisado *a posteriori*.







## 4 MÉTODO E DADOS

Este estudo caracteriza-se como exploratório, baseado em métodos quantitativos. Entre seus objetivos, encontram-se (i) a precificação dos ETFs (com base nas seções 3.3 e 3.4), (ii) a análise do desvio do preço (com base na seção 3.5) e (iii) a análise da correlação dos desvios do preço dos ETFs com as oscilações do mercado, a qual será melhor explicada nesta seção.

Resumidamente, os objetivos serão alcançados iniciando com a precificação do retorno dos ETFs com base em quatro modelos tradicionais: CAPM, CAPM com Momentos Superiores, Quatro Fatores de Fama e French (1993) e Carhart (1997) e modelo APT. Esta análise preliminar, a ser definida na seção 4.1, colaborará com a literatura atual expandindo o conhecimento acerca da precificação e gerando uma discussão inicial sobre o tema deste estudo.

Em seguida, será estimado o desvio do preço dos ETFs, foco do trabalho, procedimento a ser detalhado nas seções 4.2 e 4.3. Após a análise da teoria que embasa o desvio do preço, serão propostas duas medidas para este estudo. A primeira será baseada na literatura específica de ETFs apresentada na seção 3.5, sendo denominada desvio do preço A.

A segunda será uma medida alternativa, baseada no modelo híbrido oriundo da literatura tradicional sobre Fundos de Investimentos, especificada na seção 4.4. O modelo híbrido será estimado com o objetivo de incluir todas as variáveis dos modelos tradicionais de precificação e determinar definitivamente quais fatores explicam o retorno dos ETFs. O erro deste modelo será considerado a medida de desvio do preço alternativa, denominada desvio do preço B. As duas medidas serão comparadas ao longo da apresentação dos resultados.

Por fim, será verificada a possibilidade de que o desvio do preço seja uma reação do próprio mercado, conforme verificado por Levy e Lieberman (2013) e Milani e Ceretta (2014b). A correlação local entre o desvio do preço e o mercado será estimada, constituindo-se na análise definitiva do desvio do preço, que responderá pelo objetivo principal do trabalho.

A seção 4.1 trará explicações acerca da construção dos modelos que serão estimados para a análise da precificação, bem como o detalhamento da construção de suas variáveis. A seção 4.2 definirá os conceitos de desvio do preço, *tracking error* e *performance* adotados neste estudo. A seção 4.3 detalhará a construção das variáveis que representam o desvio do preço e a seção 4.4 explicará o método da correlação local, utilizado para a análise definitiva

do desvio do preço de cada ETF estudado. A seção 4.5 discorrerá sobre os dados utilizados, sua origem e meios para as análises. Por fim, a seção 4.6 descreverá o processo de formação das variáveis do estudo.

#### 4.1 Modelos de Precificação

O primeiro objetivo deste estudo é verificar que variáveis afetam o retorno dos ETFs brasileiros, o que será realizado através dos seguintes modelos tradicionais de precificação:

- a) CAPM, definido pela Equação [10];
- b) CAPM com momentos superiores, definido pela Equação [31];
- c) Modelo de quatro fatores de Carhart (1997), definido pela Equação [25];
- d) Modelo APT, cuja definição tradicional corresponde à Equação [39];

Tendo por base a argumentação da seção 3.5 de que a *performance* é uma relação entre o retorno das cotas do ETF e o mercado, o CAPM será estimado tendo como variável dependente o excesso de retorno das cotas do ETF e como variável independente o excesso de retorno do índice Ibovespa. O modelo que engloba os momentos superiores nada mais é que uma extensão do tradicional CAPM que utiliza os mesmos dados para gerar as variáveis cujos coeficientes são denominados co-assimetria e co-curtose. Assim, os modelos CAPM e CAPM com momentos superiores podem ser aplicados ao contexto dos ETFs conforme Equações [61] e [62].

$$r_{ETF,t} - r_{CDI,t} = \alpha + \beta_1(r_{M,t} - r_{CDI,t}) + \varepsilon_t. \quad [61]$$

$$r_{ETF,t} - r_{CDI,t} = \alpha + \beta_1(r_{M,t} - r_{CDI,t}) + \beta_2(r_{M,t} - r_{CDI,t})^2 + \beta_3(r_{M,t} - r_{CDI,t})^3 + \varepsilon_t. \quad [62]$$

Em que  $r_{CDI,t}$  é o retorno do CDI em  $t$ . O modelo de quatro fatores de Carhart (1997), que engloba o de três fatores de Fama e French (1993), demanda a prévia construção dos fatores SMB, HML e Momento (PR1YR), a qual será realizada com base em Caldeira *et al.* (2013), assimilando também os seus critérios de exclusão. Para a formação dos fatores, serão excluídas da análise as ações:

- a) Que não apresentem cotações diárias consecutivas no período, inclusive os 12 meses anteriores ao período de análise, necessários para a formação do fator momento;
- b) sem valor de mercado em 31 de Dezembro e 30 de Junho, com tolerância de 21 dias;

- c) de empresas que não apresentem patrimônio líquido positivo em dezembro;
- d) De empresas financeiras, pois o endividamento, que afeta o índice BE/ME, não tem o mesmo significado neste setor;
- e) Além disso, para evitar distorções no índice BE/ME, no caso de uma empresa apresentar ações ON/PN, seu valor de mercado será obtido através do somatório dos valores de mercado de ambas, mesmo que uma das classes não tenha permanecido na amostra.

A formação dos fatores SMB e HML, seguindo a metodologia proposta por Fama e French (1993) e adaptada por Costa Jr. e Neves (2000), Mussa *et al.* (2012) e Caldeira *et al.* (2013) para a realidade brasileira, foi baseada em carteiras construídas ao final de junho de cada ano. Neste momento, as ações serão ordenadas pelo valor de mercado e divididas pela mediana em dois grupos: B (*Big*) e S (*Small*). Para cada um desses grupos, as ações serão ordenadas pelo índice BE/ME e separadas em três grupos: 30% inferiores (*low*), 40% médios (*médium*) e 30% superiores (*high*).

Assim, serão construídas seis carteiras baseadas no tamanho e índice *book-to-market*, com aproximadamente o mesmo número de ações. Após a construção das carteiras, serão calculados os fatores com base nas Equações [22] e [23] descritas na seção 3.4.

Em junho de cada ano, as ações serão ordenadas de acordo com o retorno acumulado no período entre os meses  $t-2$  e  $t-12$ , averiguando a estratégia de Momento proposta por Jagadeesh e Titman (1993) e Carhart (1997). A amostra será então separada pelo valor mediano em dois grupos: W (*Winners*) e L (*Losers*). O fator Momento será calculado como a diferença entre *Winners* (vencedores) e *Losers* (perdedores), conforme Equação [63].

$$PR1YR = r_W - r_L. \quad [63]$$

Em que  $r_W$  representa o retorno das ações vencedoras e  $r_L$  representa o retorno das ações perdedoras. Assim, o modelo de quatro fatores aplicado aos ETFs brasileiros pode ser definido pela Equação [64].

$$r_{ETF} - r_{CDI} = \alpha + \beta_1(r_M - r_{CDI}) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \beta_4PR1YR + \varepsilon_t.$$

[64]

O modelo APT, cuja especificação mais tradicional remonta Chen, Roll e Ross (1986), foi definido pela Equação [39]. Os fatores considerados significativos para a explicação dos retornos são a variação da produção industrial, a variação da inflação inesperada, a própria inflação inesperada, o prêmio pelo risco e a estrutura a termo. Contudo, a aplicação do

modelo tradicional no contexto brasileiro apresenta as dificuldades discutidas na seção 3.3.5, acarretando necessidades de adaptação.

Neste estudo, o modelo APT será especificado através de uma nova abordagem em relação aos estudos brasileiros anteriores, possível graças ao surgimento de novos índices de preços não disponíveis quando da confecção da maioria dos estudos nacionais acerca do tema. Entre as principais alterações no modelo sugerido, pode-se citar a formação dos fatores Prêmio pelo Risco e do fator Estrutura a Termo.

O fator Prêmio pelo Risco foi proposto por Chen, Roll e Ross (1986) como a diferença de retorno entre os *government bonds* e os *corporate bonds* estadunidenses, ou seja, a diferença de retorno entre os títulos da dívida pública e as debêntures dos Estados Unidos. No contexto nacional foi adaptado por Schor, Bonomo e Pereira (2002) como a diferença entre a Taxa Média de Empréstimos de Capital de Giro para Empresas e o CDI, devido ao insignificante mercado de debêntures existente à época. Contudo, atualmente a ANBIMA calcula os Índices de Debêntures ANBIMA (IDA), disponibilizado em 30/06/2011 e o Índice de Duração Constante ABIMA (IDKA), os quais mensuram, respectivamente, o preço de carteiras formadas por debêntures e por títulos da dívida pública brasileira. Assim, o Prêmio pelo Risco será definido pela Equação [65].

$$PR_t = \Delta IDKA_t - \Delta IDA_t. \quad [65]$$

Em que  $PR_t$  representa a medida de Prêmio pelo Risco proposta em  $t$ ;  $\Delta IDKA_t$  representa a variação do índice IDKA em  $t$ ;  $\Delta IDA_t$  representa a variação do índice IDA em  $t$ . Considerando que Chen, Roll e Ross (1986) utilizaram o retorno dos títulos públicos de longo prazo, neste estudo utilizou-se analogamente o IDKA para títulos de longo prazo (30 anos).

Outro fator que gerou dificuldades de adaptação foi a Estrutura a Termo, originalmente definida por Chen, Roll e Ross (1986) como a diferença de retorno entre os títulos de longo e de curto prazo do tesouro dos Estados Unidos. Embora Schor, Bonomo e Pereira (2002) tenham sugerido adaptações, o presente estudo aproveitará os dados da ANBIMA, tanto para o cálculo do próprio retorno médio da estrutura a termo como para o cálculo da inflação inesperada.

A estrutura a termo, a exemplo do proposto por Chen, Roll e Ross (1986), será calculada como a diferença entre a taxa de juros paga pelos títulos de longo prazo (5 anos) e a taxa de juros paga pelos títulos de curto prazo (3 meses) em  $t-1$ , tomando por base os dados divulgados pela ANBIMA através do índice IDkA. A Estrutura a Termo, conforme calculada neste estudo, pode ser representada pela Equação [66].

$$r_{EAT,t} = r_{TLP,t} - r_{TCP,t-1} \quad [66]$$

Em que  $r_{EAT,t}$  é a taxa de retorno que representa a Estrutura a Termo em  $t$ ;  $r_{TLP,t}$  é a taxa de retorno dos títulos da dívida pública de longo prazo (IDKA Pré, 5 anos), em  $t$ ;  $r_{TCP,t}$  representa a taxa de retorno dos títulos da dívida pública de curto prazo (IDKA Pré, 3meses), em  $t-1$ .

A inflação inesperada, definida por Chen, Roll e Ross (1986) como a diferença entre o índice de preços ao consumidor e a inflação esperada, a qual, por sua vez, seria a diferença entre a taxa de juros dos títulos pré-fixados e a taxa de juros *ex-post* do governo estadunidense (Fischer, 1930). Schor, Bonomo e Pereira (2002) sugeriram que a inflação inesperada pode ser mensurada simplificadamente através da diferença entre as taxas de juros do CDB pré-fixado e do CDI, devido à ausência de dados à época. Porém, a disponibilidade de dados atual permite proceder o cálculo maneira mais fiel ao sugerido pelos primeiros autores. Portanto, a inflação inesperada pode ser calculada pela Equação [67].

$$\begin{aligned} In_{I,t} &= r_{IPCA,t} - E(I_t) \\ E(I_t) &= r_{IRF-M,t} - r_{CDI,t} \end{aligned} \quad [67]$$

Em que  $In_{I,t}$  representa a inflação inesperada em  $t$ ;  $r_{IPCA,t}$  representa o retorno do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) em  $t$ , calculado como a taxa equivalente diária da variação do IPCA mensal;  $E(I_t)$  representa a inflação esperada;  $r_{IRF-M,t}$  representa o índice de mercado ANBIMA dos títulos públicos federais prefixados (médio);  $r_{CDI,t}$  representa o retorno do CDI no período  $t$ .

A variação da produção industrial brasileira não está disponível em frequência diária, demandando sua exclusão do modelo. A exemplo de Merton (1973), Fracasso (2009) e Callado *et al.* (2010) o retorno do CDI será inserido como variável independente no modelo. Considerando ainda que a carteira de mercado pode ser inserida como variável dependente e que, com o intuito de realizar analogias com outros modelos este trabalho utilizará o excesso de retorno ao invés de puramente o próprio retorno do mercado, o modelo APT a ser estimado neste estudo pode ser representado pela Equação [68].

$$r_{ETF,t} - r_{CDI,t} = \alpha + \beta_1(r_{M,t} - r_{CDI,t}) + \beta_2 r_{CDI,t} + \beta_3 In_{I,t} + \beta_4 PR_t + \beta_5 EAT_t + \varepsilon_t \quad [68]$$

Após concluída a fase de precificação do retorno dos ETFs, terá início a fase de análise do desvio do preço, a ser explanada nas seções 4.2 e 4.3.

#### 4.2 Definições acerca do Desvio do Preço, *Tracking Error* e *Performance*

Apesar dos avanços conceituais realizados por Charupat e Miu (2012), ainda restam certas divergências, principalmente em relação à definição de *performance* e à relação entre o retorno dos ETFs e o retorno do mercado. Contudo, é possível reorganizar parcialmente alguns conceitos com o intuito de adquirir uma compreensão mais abrangente. A *performance* do fundo, frequentemente tratada da mesma maneira que o *tracking error*, poderia ser compreendida como uma medida ajustada ao investidor do ETF que está interessado na replicação do índice e não nas oportunidades de arbitragem. Ou seja, para o investidor, lhe interessa saber se o retorno de suas cotas efetivamente assemelha-se ao *benchmark* do ETF. No mesmo sentido, o *tracking error* poderia ser tratado como uma medida de eficiência operacional, comparando o retorno patrimonial, resultado da formação da carteira pelo gestor, com o *benchmark* do ETF. Por fim, o desvio do preço pode ser compreendido como a relação entre o preço do ETF e o valor patrimonial ou suas variações. Resumidamente, neste estudo, propõe-se que:

1. O desvio do preço é o resultado da diferença entre a precificação do ETF e o seu valor de patrimônio, podendo ser modelado conforme Equação [69].

$$r_{ETF,t} = \alpha + \beta_1 r_{NAV,t} + \varepsilon_t.$$

[69]

Em que  $\varepsilon_t$  representa o resíduo gerado pela regressão OLS, considerado a medida de desvio do preço, denominada neste estudo de desvio do preço A ( $PD_{A,t}$ ).

2. O *tracking error* é o resultado da diferença de precificação do patrimônio em carteira do ETF e o *benchmark* que ele visa replicar. Pode ser representado pela Equação [51].
3. A *performance* do fundo é o resultado que o ETF efetivamente proporciona ao investidor que não está interessado na arbitragem, mas na replicação do *benchmark*. Se isto for assumido, a *performance* pode ser mensurada através dos tradicionais métodos, como o de Jensen (1967), que aplicado a este contexto pode ser representado pelos coeficientes gerados pela Equação [52], ampliando sua discussão. Também pode ser mensurada através dos índices de risco-retorno, como os de Sharpe (1966), Treynor (1965), Sortino e Price (1994), etc.

Estas proposições almejam estender o entendimento acerca do emergente mercado de ETFs e criar as bases para a melhoria da qualidade e padronização de análises futuras.

### 4.3 Análise do Desvio do Preço

A análise do desvio do preço constitui o objetivo principal desta tese e, conforme definido na seção 4.2, será estimado pela Equação [69]. Ou seja, o erro da equação que explica o retorno do ETF pelo retorno patrimonial é considerado a medida de desvio do preço, podendo ser denominada simplesmente de  $PD_{A,t}$ .

A existência do desvio do preço pode ser ocasionada por diversos fatores, conforme já discutido na seção 3.5. Entre os possíveis motivos, destaca-se uma possível reação exagerada do mercado ou uma má especificação do modelo. Na tentativa de estimar um modelo que explique uma parcela maior do retorno dos fundos, o presente estudo propõe um modelo híbrido, visando reduzir o erro estimado, para efeitos de comparação. O modelo tem como objetivo inserir todos os fatores de precificação presentes nos modelos clássicos explanados anteriormente, ou seja, o modelo captará os efeitos do CAPM, do CAPM com momentos superiores, do modelo de quatro fatores de Fama e French (1993) e Carhart (1997) e do modelo APT. A Equação [70] representa o modelo proposto.

$$r_{ETF,t} - r_{CDI,t} = \alpha + \beta_1(r_{NAV,t} - r_{CDI,t}) + \beta_2(r_{M,t} - r_{CDI,t}) + \beta_3(r_{M,t} - r_{CDI,t})^2 + \beta_4(r_{M,t} - r_{CDI,t})^3 + \beta_5SMB + \beta_6HML + \beta_7PR1YR + \beta_8r_{CDI,t} + \beta_9In_{t,t} + \beta_{10}PR_t + \beta_{11}EAT_t + \varepsilon_t.$$

[70]

Em que  $\varepsilon_t$  é uma medida de desvio do preço, neste estudo denominada desvio do preço B ( $PD_{B,t}$ ). A Equação [70] será estimada através de regressão *Stepwise*. Caso o diagnóstico da regressão aponte problemas de multicolinearidade, as variáveis com fator de inflacionamento da variância excessivo serão retiradas. Após a estimação das Equações [69] e [70], as duas estimações de desvio do preço serão comparadas graficamente.

Após as estimações, análises de coeficientes e análise gráfica do desvio do preço, as medidas de desvio do preço A e B serão analisadas em função do retorno do mercado em  $t$ , para averiguar se realmente há uma reação exagerada do mercado, conforme verificado por Levy e Lieberman (2013) e Milani e Ceretta (2014b). De maneira mais específica, será verificado se o desvio do preço é uma reação do próprio mercado. O método da correlação local será utilizado para estimar a correlação entre o desvio do preço e o retorno do mercado dentro de pontos análogos a limites, denominados locais. A seção 4.4 trará explicações acerca do método da correlação local.

#### 4.4 O método da Correlação Local

O método da correlação local foi recentemente introduzido no universo das finanças, sendo considerado por Stoeve *et al.* (2014) uma alternativa à tradicional correlação condicional dinâmica de Engle (2002), especialmente útil para estudos de contágio financeiro. Embora Tjostheim e Hufthammer (2013) tenham introduzido oficialmente o método, Inci *et al.* (2010) realizaram a primeira aplicação em finanças, analisando o contágio financeiro entre os mercados dos Estados Unidos, Inglaterra e Alemanha.

Tjostheim e Hufthammer (2013) criticam o conceito de correlação condicional por três motivos básicos: (i) a introdução de uma função indicadora que define a correlação condicional não iguala a correlação local para um par de duas variáveis gaussianas combinadas; (ii) a correlação dinâmica é definida para uma região e não para um ponto; (iii) a correlação dinâmica adota uma medida de dependência linear para regiões locais. Os autores defendem que a correlação local, conforme seu modelo, não apresenta estas desvantagens, pois o coeficiente de correlação ordinário satisfaz completamente uma distribuição gaussiana.

Tjostheim e Hufthammer (2013) explicam que para uma densidade bivariada geral  $f$  para as variáveis  $(X_1, X_2)$ , localmente na vizinhança de cada ponto  $x = (X_1, X_2)$ , uma densidade gaussiana bivariada pode ser estimada utilizando verossimilhança local, conforme Equação [71].

$$\psi(v, \mu(x), \Sigma(x)) = \frac{1}{2\pi |\Sigma(x)|^{1/2}} \times \exp\left[-\frac{1}{2}(v - \mu(x))^T \Sigma^{-1}(x) (v - \mu(x))\right]. \quad [71]$$

Em que  $v = (v_1, v_2)^T$  é a variável em execução nessa distribuição gaussiana;  $\mu(x) = (\mu_1(x), \mu_2(x))^T$  é o vetor médio local;  $\Sigma(x) = (\sigma_{ij}(x))$  é a matriz de covariância local e espera-se que  $\psi(v, \mu(x), \Sigma(x))$  iguale  $f(x)$  em  $v = x$  e seja próximo a  $f$  em uma vizinhança de  $x$ . Com  $\sigma_i^2(x) = \sigma_{ii}(x)$ , define-se a correlação local no ponto  $x$  por  $\rho(x) = \frac{\sigma_{12}(x)}{\sigma_1(x)\sigma_2(x)}$  e em termos de correlação local,  $\psi$  pode ser escrito na maneira usual como na Equação [72].

$$\psi(v, \mu_1(x), \mu_2(x), \sigma_1^2(x), \sigma_2^2(x), \rho(x)) = \frac{1}{2\pi \sigma_1(x)\sigma_2(x)\sqrt{1-\rho^2(x)}} \times \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{1}{1-\rho^2(x)} \left( \frac{(v_1 - \mu_1(x))^2}{\sigma_1^2(x)} - 2\rho(x) \times \frac{(v_1 - \mu_1(x))(v_2 - \mu_2(x))}{\sigma_1(x)\sigma_2(x)} + \frac{(v_2 - \mu_2(x))^2}{\sigma_2^2(x)} \right)\right].$$

[72]



O símbolo  $\theta(x)$  será utilizado para denotar o vetor de cinco dimensões  $(\mu_1(x), \mu_2(x), \sigma_1^2(x), \sigma_2^2(x), \rho(x))$  ou, alternativamente, com  $\rho(x)$  substituído por  $\sigma_{12}(x)$  como quinto elemento. Ao passo em que se move para um ponto  $X'$ , obtém-se uma nova densidade de aproximação gaussiana  $\psi(v, \mu(X'), \Sigma(X'))$ , que se aproxima de  $f$  em uma vizinhança de  $X'$ . Dessa forma,  $f$  é representado por uma família de densidades gaussianas bivariadas conforme  $x$  varia, sendo que em cada vizinhança específica de um ponto  $x$ , as propriedades da dependência local são descritas pela matriz de covariância/correlação local. Considerando que  $\psi$  é gaussiano, apresenta-se uma caracterização completa da relação de dependência naquela vizinhança. Todo esse modelo depende se uma correlação local gaussiana existe e em que grau é única.

Para Tjostheim e Hufthammer (2013), o problema do viés da correlação condicional desaparece trivialmente na correlação local gaussiana, considerando que se  $f$  é gaussiano, será aproximadamente gaussiano em cada ponto. Dessa forma, a matriz de correlação local será estimada para a relação desvio do preço-retorno do mercado de cada ETF analisado. Adicionalmente, o teste de independência para correlação gaussiana será efetuado.

#### 4.5 Obtenção e Análise dos Dados

Os dados utilizados neste estudo são de frequência diária, abrangendo o período de 02/01/2009 a 31/12/2013, escolhido em função da disponibilidade, considerando que anteriormente a este período havia uma quantidade limitada de ETFs no Brasil, bem como limitada quantidade de operações, o que criaria um viés. Portanto, serão escolhidos os ETFs brasileiros cuja existência inicie antes de 02/01/2009 e estejam em atividade até, pelo menos, 31/12/2013.

Após escolhidos os ETFs, serão extraídos os dados referentes ao retorno das cotas (variação média do valor pelo qual a cota é negociada) e o retorno do patrimônio líquido (retorno da carteira do ETF). Estes dados serão fornecidos pela ANBIMA. Além dos dados específicos de cada ETF, serão necessários diversos dados complementares, sendo que todos serão extraídos para o mesmo período de tempo.

Entre os demais dados necessários encontram-se os dados de retorno de ações que compõem o Ibovespa, para a formação dos fatores do modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Estes dados serão extraídos do *software* Economática.

Serão também necessários dados dos índices IDA e IDKA, além do retorno dos títulos da dívida pública, para a formação dos fatores do modelo APT, os quais serão obtidos junto a

ANBIMA. O modelo APT ainda demandará ainda dados de retorno do CDI, os quais serão extraídos do sistema gerenciados de séries temporais do Banco Central do Brasil (BCB). O Índice Ibovespa será obtido junto ao site da BM&FBOVESPA.

A análise dos dados englobará a utilização dos *softwares* SI-Anbima 4.3 e Economática para extração de dados; Excel 2013 para cálculos simples e organização; Gretl 1.9.14 para estatísticas descritivas, testes de estacionaridade e regressões OLS; e R 15 para a estimação da correlação local.

### 3.6 Construção das variáveis

Os procedimentos necessários para a construção das variáveis utilizadas neste estudo incluíram a extração de dados de diversas fontes, bem como sua manipulação. A formação das variáveis necessárias para a estimação do modelo CAPM e os modelos complementares serão descritas nas seções 4.6.1, 4.6.2 e 4.6.3. Estas variáveis serão utilizadas também para a estimação da Equação [70].

A construção das variáveis necessárias para a estimação da Equação [69] será explorada na seção 4.6.4. Todos os dados, após a extração, foram organizados no Microsoft Excel, onde os cálculos anteriores às estimações (quando necessários) foram realizados.

Após a fase de construção das variáveis, os dados foram importados para o *software* Gretl 1.9.14, no qual foram realizadas as regressões lineares necessárias para a estimação do CAPM e suas versões complementares, bem como a estimação da Equação [69]. Os resíduos foram salvos e uma nova planilha foi formada, contendo os resíduos e o retorno do Ibovespa. Esta planilha foi importada para o *software* R, no qual a estimação das correlações locais foi realizada, conforme Equação [72].

Algumas considerações mais específicas são importantes, especialmente no que tange a construção das variáveis que fazem parte dos modelos complementares. As seções 4.6.1, 4.6.2, 4.6.3 e 4.6.4 trarão estes esclarecimentos.

#### 4.6.1 Construção das variáveis necessárias para estimação do CAPM e CAPM com momentos superiores.

Os dados de retorno de ETFs e de suas quotas foram obtidos junto à ANBIMA, através do *software* SI-ANBIMA 4.2, cedido gentilmente ao autor pela instituição, a qual restringiu formalmente seu uso a pesquisas acadêmicas.

Conforme descrito na seção 4.5, foram selecionados os ETFs cuja existência iniciou antes de 02/01/2009 e que permaneceram ativos até, pelo menos, 30/09/2013, data limite da

base fornecida. Esta filtragem resultou em nove ETFs, cujos retornos (variações do valor das quotas) foram extraídos em frequência diária, juntamente com os retornos dos seus NAVs (valor patrimonial).

Para a estimação do CAPM, foram necessários os retornos do Ibovespa, os quais foram calculados como a primeira diferença do índice Ibovespa, obtido no site da BM&FBOVESPA. Também foi necessário obter os retornos do CDI diário, para que fosse possível calcular o excesso de retorno dos ETFs e do mercado. Os retornos do CDI diário foram extraídos do sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil.

Estes dados foram organizados em uma planilha eletrônica na qual foram calculadas as variáveis: excesso de retorno dos ETFs; excesso de retorno do Ibovespa; excesso de retorno do Ibovespa ao quadrado; excesso de retorno do Ibovespa ao cubo. As duas últimas variáveis foram necessárias para o modelo que incorpora momentos superiores.

#### 4.6.2 Construção das variáveis necessárias para o Modelo de Quatro Fatores

Como explicado anteriormente, o retorno dos ETFs e do seu NAV foi disponibilizado pela ANBIMA. O retorno do Ibovespa foi calculado como a primeira diferença do Ibovespa, disponibilizado pela BM&FBOVESPA. Os excessos de retorno dos fundos e do mercado foram calculados em planilha eletrônica.

A formação dos fatores que compõem o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) englobou uma série de procedimentos, realizados com base em Caldeira *et al.* (2013), Mussa *et al.* (2012) e Costa Jr. e Neves (2000). Os dados de retorno, valor de mercado e relação entre valor patrimonial e de mercado foram obtidos da base de dados Economatica.

Inicialmente, foram verificadas todas as ações presentes no índice Ibovespa, de janeiro de 2009 a setembro de 2013, observando a composição do índice mensalmente. Estas informações foram retiradas do informe técnico disposto no *site* da BM&FBovespa. Elas totalizavam 138 ações, as quais estão expostas no Quadro 1.

Quadro 1 – Ações presentes no índice Ibovespa de janeiro de 2009 a setembro de 2013

AEDU3	BRSR6	CTIP3	GOAU4	MAGG3	PRTX3	TMAR5
AGEI3	BRTO3	CYRE3	GOLL4	MMXM3	PSSA3	TNLP3
AGIN3	BRTO4	DASA3	GVTT3	MPXE3	RAPT4	TNLP4
ALLL11	BRTP3	DTEX3	HGTX3	MRFG3	RDCD3	TRPL4
ALLL3	BRTP4	DURA4	HYPE3	MRVE3	RENT3	UBBR11
AMBV3	BTOW3	ECOD3	INPR3	MULT3	RSID3	UGPA3
AMBV4	BVMF3	ELET3	ITAU4	NATU3	SANB11	UGPA4
ARCZ6	CCRO3	ELET6	ITSA4	NETC4	SBSP3	UNIP6
BBAS3	CESP6	ELPL4	ITUB4	OGXP3	SDIA4	USIM3
BBDC3	CGAS5	ELPL6	JBSS3	OIBR3	SLCE3	USIM5
BBDC4	CIEL3	EMBR3	JHSF3	OIBR4	SULA11	VAGR3
BEEF3	CLSC6	ENBR3	KEPL3	PCAR4	SUZB5	VALE3
BISA3	CMIG4	ETER3	KLBN4	PCAR5	TAMM4	VALE5
BNCA3	CNFB4	FFTL4	KROT3	PDGR3	TBLE3	VCPA3
BPNM4	CPFE3	FHER3	LAME4	PETR3	TCSL3)	VCPA4
BRAP4	CPLE6	FIBR3	LIGT3	PETR4	TCSL4	VIVO4
BRFS3	CRUZ3	GETI4	LLXL3	PLAS3	TEND3	VIVT4
BRKM5	CSAN3	GFSA3	LOGN3	PMAM3	TERI3	WEGE3
BRML3	CSMG3	GGBR3	LREN3	POSI3	TIMP3	
BRPR3	CSNA3	GGBR4	LUPA3	PRGA3	TLPP4	

Fonte: dados elaborados pelo autor

No entanto, algumas ações passaram por um processo de mudança entre 2009 e 2013, devido a fusões, cisões ou reestruturações, ocasionando alteração ou exclusão do seu *tick*. Para garantir uma análise correta, nas ações que passaram por mudança na nomenclatura os dados de retorno anteriores à mudança foram agregados manualmente ao novo *tick*, gerando

uma série única para todo o período amostral. A série com nomenclatura antiga foi excluída, para que sua presença não fosse dupla.

Algumas ações tiveram sua negociação descontinuada. Outras passaram por alterações em que não identificou-se elementos de continuidade suficiente para agregar seu retorno à uma nova série. Estas situações foram analisadas individualmente, com pesquisas no *site* da BM&FBOVESPA, em fóruns de análise técnica e nos *sites* das próprias empresas emissoras das ações. Um exemplo são as ações identificadas como CLSC6, que foram transformadas nas previamente existentes CLSC3 e CLSC4. Neste caso, as séries de CLSC3 e CLSC4 automaticamente agregaram os retornos de CLSC6, a qual foi descontinuada. O procedimento adotado neste caso e em casos similares foi a exclusão da série antiga. As ações que passaram por este processo de exclusão estão expostas no Quadro 2.

Quadro 2 – Ações excluídas por alterações de nomenclatura

Ação	Motivo	Ação	Motivo
BRT03	Alterada para OIBR3	ITAU4	Alterada para ITUB4
BRT04	Alterada para OIBR4	PCAR5	Descontinuada
CLSC6	Descontinuada	PRGA3	Descontinuada
ECOD3	Alterada para VAGR3	TCSL3	Descontinuada
ELPL6	Descontinuada	TLPP4	Descontinuada
INPR3	Descontinuada	VCPA3	Descontinuada

Fonte: dados elaborados pelo autor

Portanto, das 138 ações presentes no índice Ibovespa, 12 foram excluídas antes da extração dos demais dados. Em seguida, foram extraídos os dados de valor de mercado e a razão valor contábil/valor de mercado das 126 ações restantes. Embora os dados obtidos tenham sido baseados nas ações presentes no Ibovespa entre 2009 e setembro de 2013, foi necessário extrair os dados do início de 2008 ao final de 2014, pois o fator Momento de Carhart (1997) demanda dados de um ano anterior e um ano posterior ao período de análise.

No entanto, no período posterior a setembro de 2013, novas alterações societárias aconteceram, dando descontinuidade às séries extraídas no passo anterior e afetando principalmente a formação do fator Momento, que demanda dados de 2014. Com o objetivo de reduzir a possível exclusão de ativos por falta de cotação nos 12 meses anteriores e posteriores ao período amostral, foi realizado um levantamento para identificar estas

alterações societárias, mudanças de nome e alterações diversas que pudessem levar às séries à descontinuidade. As seguintes decisões foram tomadas:

Quadro 3– Alterações visando não excluir ações da lista

Ativo	Ocorrência	Ação
AMBV3	Foram unificadas como ABEV3.	Os retornos de AMBV3 e AMBV4 após a alteração foram igualados ao retorno de ABEV3.
AMBV4		
AEDU3	Foi deslistada devido à fusão com KROT3	Os retornos de AEDU3 após a alteração foram igualados ao retorno de KROT3.
LLXL3	Mudou o nome para PRML3.	Os retornos de LLXL3 após a alteração foram igualados ao retorno de PRML3.
BPNM4	Mudou de nome para BPAN4.	Os retornos de BPNM4 após a alteração foram igualados ao retorno de BPAN4.

Fonte: dados elaborados pelo autor

Desta forma, foi possível reduzir o número de ações a serem excluídas por falta de cotações, no passo seguinte.

Para assegurar a qualidade da amostra, foram respeitados alguns critérios de exclusão, conforme Fama e French (1993), Costa Jr e Neves (2000), Mussa *et al.* (2012) e Caldeira *et al.* (2012). O primeiro destes critérios visou excluir ações cujas séries de cotações encontravam-se incompletas no período amostral, conforme já apresentado no Quadro 2. No entanto, considerando a necessidade de cotações nos 12 meses anteriores e posteriores ao período amostral para a formação do fator Momento de Carhart (1997), ações que não apresentaram cotações de janeiro a dezembro de 2008 ou de outubro de 2013 a setembro de 2014 necessitaram ser excluídas também.

Este procedimento provocou a exclusão das ações dispostas no Quadro 4.

Quadro 4 – Ações excluídas por falta de cotação nos 12 meses anteriores e posteriores ao período amostral.

AEDU3	BNCA3	CIEL3	GVTT3	MAGG3	SANB11	TERI3	UGPA3
AGEI3	BRPR3	CTIP3	HYPE3	NETC4	SDIA4	TMAR5	UGPA4
AGIN3	BRTP3	DURA4	KROT3	OGXP3	TAMM4	TNLP3	VCPA4
ALLL11	BRTP4	FFTL4	LLXL3	PRTX3	TCSL4	TNLP4	VIVO4
ARCZ6	BVMF3	FIBR3	LUPA3	RDCD3	TEND3	UBBR11	

Fonte: dados elaborados pelo autor

Assim, 39 ações foram excluídas por não respeitarem este critério, reduzindo a amostra para 87 ações. O próximo critério de exclusão envolve a retirada de ações de empresas do ramo financeiro, pois o endividamento destas empresas possui significado diferente das demais. As ações excluídas devido à este critério foram as seguintes:

#### Quadro 5 – Ações de empresas financeiras

BBAS3	BBDC4	BRAP4	ITSA4	PSSA3
BBDC3	BPNM4	BRSR6	ITUB4	SULA11

Fonte: dados elaborados pelo autor

Nesta etapa, 10 ações foram excluídas. Outro importante critério de exclusão afeta as ações sem informações sobre o valor de mercado ou índice BE/ME. Foi o caso apenas do ativo cujo código é CNFB4.

Por fim, o último critério de exclusão diz respeito a empresas com patrimônio líquido negativo, observado no dia 30 de junho de cada ano. Apenas uma ação, entre as restantes, se enquadrava nesta situação, cujo código era MMXM3. Após as últimas exclusões, a base de dados foi reduzida para 75 ações, as quais foram efetivamente utilizadas para compor as carteiras necessárias para a formação dos fatores de Fama e French (1993) e Carhart (1997).

Em junho do ano corrente as ações foram ordenadas decrescentemente pelo seu valor de mercado em dois grupos: Big e Small, contendo 37 e 38 ações, respectivamente. Para cada um destes grupos ordenou-se as ações pela razão entre valor contábil e de mercado (BE/ME), separando-as em três grupos: 30% inferiores (*low*, 11 ações), 40% médios (*Medium*, 15 a 16 ações) e 30% superiores (*high*, 11 ações). Assim, foram construídas seis carteiras baseadas no tamanho e no índice *book-to-market*, com aproximadamente o mesmo número de ações.

O fator SMB é a média do retorno das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média de retorno das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator HML é a média de retorno das duas carteiras de ações de empresas com alto BE/ME menos o retorno

das duas carteiras de ações de empresas com baixo BE/ME. As médias utilizadas para o cálculo dos índices SMB e HML foram ponderadas pelo valor patrimonial das empresas.

Para a construção do fator PR1YR, todas as ações foram ordenadas de acordo com o retorno acumulado no período entre os meses  $t-2$  e  $t-12$ . Desta forma, foi considerada a estratégia de momento de um ano proposta por Jagadeesh e Titman (1993) e Carhart (1997), calculada de acordo com o desempenho dos últimos 12 meses, desconsiderando o mês mais recente. Em seguida, a amostra foi separada em dois grupos: Losers (L) e Winners (W), contendo respectivamente as 38 empresas de menores e 37 empresas de maiores retornos acumulados.

Por fim, o modelo de Fama e French (1993) e Carhart (1997) inclui o excesso de retorno do mercado como variável independente, a exemplo do CAPM. A construção desta variável foi descrita na seção 4.6.1. A seguir, a seção 4.6.3 explicará a construção das variáveis do próximo modelo estimado: o APT.

#### 4.6.3 Construção das variáveis necessárias para o Modelo APT

O Modelo APT demandou os dados acerca do Índice de Duração Constante ANBIMA (IDKA), Índice de Debêntures ANBIMA (IDA), Índice de Mercado ANBIMA dos títulos públicos federais pré-fixado médio (IRF-M). Estes índices foram obtidos na Loja ANBIMA, uma loja virtual de compra de dados financeiros criados pela ANBIMA. Para este estudo, eles foram cedidos gratuitamente.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e o retorno do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) foram obtidos junto ao sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil. O retorno do IPCA foi calculado como a primeira diferença do índice.

Após a obtenção dos dados descritos acima, as variáveis  $PR_t$ ,  $r_{EAT,t}$  e  $In_{I,t}$  foram calculadas no Excel. O Modelo APT inclui também as variáveis excesso de retorno dos ETFs e excesso de retorno do mercado, as quais já foram descritas na seção 5.1. Após a construção de todas as variáveis necessárias para a estimação dos modelos que visam explicar os retornos dos ETFs, foi necessário verificar sua estacionaridade, descrita na seção 5.4.



#### 4.6.4 Construção das variáveis necessárias para a estimação da Equação [69]

Para estimar a Equação [69], foram necessárias as séries de retorno dos ETFs e de retorno do Ibovespa. O retorno dos ETFs foi obtido junto ao *software* SI-ANBIMA 4.2 e o retorno do Ibovespa foi obtido no *site* da BM&FBOVESPA.

Após o término da fase de construção das variáveis iniciou-se a obtenção dos resultados, conforme descrito no Capítulo 5.



## 5 RESULTADOS

### 5.1 Testes de Estacionaridade

Foram aplicados testes de estacionaridade para verificar a existência de raiz unitária, o que poderia inviabilizar a utilização de uma determinada variável. Dando início à apreciação dos resultados, a Tabela 1 apresenta os coeficientes estimados pelos testes de estacionaridade *Generalized Least Squares* Dickey-Fuller (ADF-GLS), Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Phillips-Perron.

Tabela 1 – Testes de Estacionaridade ADF-GLS, KPSS e Phillips-Perron

Variável	ADF		KPSS		Phillips-Perron		Variável	ADF		KPSS		Phillips-Perron	
	Valor de Teste	p-valor	Valor de Teste	p-valor	Valor de Teste	p-valor		Valor de Teste	p-valor	Valor de Teste	p-valor	Valor de Teste	p-valor
$r_{ETF1}-r_{CDI}$	-36,1900	0,0000	0,2647	0,3529	$r_{ETF1}$	-36,1574	0,0000	0,2770	0,3530				
$r_{ETF2}-r_{CDI}$	-39,0385	0,0000	0,2484	0,0002	$r_{ETF2}$	-39,0077	0,0000	0,2599	0,0002				
$r_{ETF3}-r_{CDI}$	-39,1648	0,0000	0,2344	0,0001	$r_{ETF3}$	-39,1294	0,0000	0,2446	0,0001				
$r_{ETF4}-r_{CDI}$	-39,0689	0,0000	0,2498	0,0002	$r_{ETF4}$	-39,0367	0,0000	0,2611	0,0002				
$r_{ETF5}-r_{CDI}$	-39,1467	0,0000	0,2503	0,0001	$r_{ETF5}$	-39,1139	0,0000	0,2618	0,0001				
$r_{ETF6}-r_{CDI}$	-39,1306	0,0000	0,2520	0,0001	$r_{ETF6}$	-39,0980	0,0000	0,2638	0,0001				
$r_{ETF7}-r_{CDI}$	-39,1451	0,0000	0,2461	0,0001	$r_{ETF7}$	-39,1116	0,0000	0,2574	0,0001				
$r_{ETF8}-r_{CDI}$	-39,1613	0,0000	0,2461	0,0001	$r_{ETF8}$	-39,1278	0,0000	0,2574	0,0001				
$r_{ETF9}-r_{CDI}$	-39,0574	0,0000	0,2494	0,0002	$r_{ETF9}$	-39,0259	0,0000	0,2609	0,0002				
$r_{IBO}-r_{CDI}$	-35,9125	0,0000	0,3338	0,4325	$r_{NAV1}$	-36,0152	0,0000	0,1778	0,2333				
$(r_{IBO}-r_{CDI})^2$	-26,9786	0,0000	0,9252	0,0025	$r_{NAV2}$	-39,0200	0,0000	0,1754	0,0716				
$(r_{IBO}-r_{CDI})^3$	-37,6248	0,0000	0,1798	0,1996	$r_{NAV3}$	-39,1561	0,0000	0,1671	0,0000				
SMB	-31,0273	0,0000	0,8975	0,0001	$r_{NAV4}$	-39,0528	0,0000	0,1759	0,0630				
HML	-32,6891	0,0000	0,0883	0,0243	$r_{NAV5}$	-39,1326	0,0000	0,1758	0,0466				
PR1YR	-31,1136	0,0000	0,4562	0,0598	$r_{NAV6}$	-39,1332	0,0000	0,1799	0,0466				
PR	-25,9392	0,0000	1,2993	0,0000	$r_{NAV7}$	-39,1379	0,0000	0,1767	0,0457				
EaT	-36,7429	0,0000	0,3187	0,0000	$r_{NAV8}$	-39,1435	0,0000	0,1761	0,0447				
InIn	-32,8283	0,0000	0,2625	0,0494	$r_{NAV9}$	-39,0391	0,0000	0,1756	0,0665				

A Tabela 1 apresenta os coeficientes estimados pelos testes de estacionaridade de Dickey-Fuller aumentado, KPSS e Phillips-Perron. Os dados são de frequência diária, constituindo 1215 observações. As variáveis que representam retorno dos *Net Asset Values* (NAVs) e dos *Exchange-Traded Funds* (ETFs) são naturalmente a primeira diferença do valor patrimonial e de mercado dos ETFs, respectivamente. As séries *Small minus Big* (SMB), *High minus Low* (HML), Momento (PR1YR) foram calculadas conforme explícito na seção 4.6.2 e representam retornos médios ponderados de carteiras. As séries Prêmio pelo Risco (PR), Estrutura a Termo (EaT), Inflação Inesperada (InIn) e Câmbio foram calculadas conforme disposto na seção 4.6.3 e apresentadas em primeira diferença.

O teste ADF-GLS possui como hipótese nula que a série tem raiz unitária, ou seja, não é estacionária. Verifica-se que a hipótese nula foi rejeitada em todas as variáveis, ao grau de significância de 1%, atestando que são estacionárias.

No teste KPSS a hipótese nula é inversa, ou seja, é de que não há raiz unitária. Como o *software* Gretl não calcula automaticamente o p-valor do teste KPSS, para interpretá-lo é preciso comparar o valor obtido pelo teste com o um valor crítico, que neste caso é de 0,462 em um nível de significância de 5%. Caso o valor de teste seja superior a 0,462, a hipótese nula é rejeitada, indicando não-estacionaridade. Esta rejeição aconteceu em quatro variáveis.

Complementarmente, foi estimado o teste de estacionaridade de Phillips-Perron, que também possui como hipótese nula que a série tem raiz unitária. A hipótese nula foi rejeitada em nove variáveis. Nenhuma variável foi considerada não-estacionária por mais de um teste, ou seja, para todas as variáveis a estacionaridade foi comprovada por pelo menos dois testes.

A única exceção é o retorno do CDI, que não foi considerado estacionário por nenhum dos testes. Sendo assim, esta variável será excluída da estimação da Equação [68], enquanto as demais variáveis serão mantidas. As séries analisadas foram constituídas de 1215 observações, em frequência diária.

Dando continuidade, as estatísticas descritivas foram calculadas e apresentadas na seção 5.2, juntamente com o índice de Sharpe (1966).

## **5.2 Estatísticas Descritivas e Índice de Sharpe**

As estatísticas descritivas são apresentadas na Tabela 2. O índice de Sharpe está disposto na última coluna desta para fins de condensação das informações, tendo em vista que ele é calculado com informações oriundas das próprias estatísticas descritivas.

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Assimetria	Exc. Curtose	Índice de Sharpe
$\Gamma_{ETF1}$	0,0531	-8,1493	7,9875	1,4665	0,1385	3,0324	0,0362
$\Gamma_{ETF2}$	0,0477	-8,9495	6,8037	1,5716	0,1484	2,2319	0,0304
$\Gamma_{ETF3}$	0,0516	-8,9661	6,9004	1,5703	0,1484	2,2976	0,0329
$\Gamma_{ETF4}$	0,0492	-8,8888	6,8898	1,5760	0,1602	2,2170	0,0312
$\Gamma_{ETF5}$	0,0494	-8,9658	6,9183	1,5778	0,1531	2,2562	0,0313
$\Gamma_{ETF6}$	0,0490	-8,9597	6,8898	1,5693	0,1498	2,2587	0,0312
$\Gamma_{ETF7}$	0,0500	-8,9464	6,9127	1,5754	0,1536	2,2703	0,0317
$\Gamma_{ETF8}$	0,0501	-8,9471	6,9985	1,5757	0,1562	2,2805	0,0318
$\Gamma_{ETF9}$	0,0484	-8,9518	6,8809	1,5740	0,1502	2,2374	0,0308
$\Gamma_{NAV1}$	0,0361	-8,5006	6,4735	1,4486	-0,0785	2,6586	0,0249
$\Gamma_{NAV2}$	0,0300	-9,3756	6,2448	1,5586	-0,0014	2,1998	0,0192
$\Gamma_{NAV3}$	0,0328	-9,3938	6,2810	1,5574	-0,0038	2,2517	0,0211
$\Gamma_{NAV4}$	0,0313	-9,3089	6,2789	1,5626	0,0093	2,1686	0,0200
$\Gamma_{NAV5}$	0,0315	-9,3935	6,2870	1,5644	0,0003	2,2125	0,0201
$\Gamma_{NAV6}$	0,0307	-9,3868	6,2185	1,5567	-0,0021	2,2094	0,0197
$\Gamma_{NAV7}$	0,0311	-9,3722	6,2853	1,5624	0,0021	2,2197	0,0199
$\Gamma_{NAV8}$	0,0311	-9,3729	6,2886	1,5625	0,0023	2,2189	0,0199
$\Gamma_{NAV9}$	0,0306	-9,3781	6,2369	1,5608	-0,0014	2,1970	0,0196
$\Gamma_{ETF1}-\Gamma_{CDI}$	0,0169	-8,1957	7,9368	1,4665	0,1335	3,0313	0,0115
$\Gamma_{ETF2}-\Gamma_{CDI}$	0,0115	-8,9959	6,7530	1,5715	0,1432	2,2313	0,0073
$\Gamma_{ETF3}-\Gamma_{CDI}$	0,0154	-9,0125	6,8497	1,5703	0,1431	2,2969	0,0098
$\Gamma_{ETF4}-\Gamma_{CDI}$	0,0129	-8,9352	6,8391	1,5760	0,1550	2,2162	0,0082
$\Gamma_{ETF5}-\Gamma_{CDI}$	0,0131	-9,0122	6,8677	1,5777	0,1479	2,2555	0,0083
$\Gamma_{ETF6}-\Gamma_{CDI}$	0,0127	-9,0061	6,8391	1,5692	0,1446	2,2581	0,0081
$\Gamma_{ETF7}-\Gamma_{CDI}$	0,0137	-8,9928	6,8620	1,5754	0,1484	2,2696	0,0087
$\Gamma_{ETF8}-\Gamma_{CDI}$	0,0139	-8,9935	6,9478	1,5757	0,1509	2,2796	0,0088
$\Gamma_{ETF9}-\Gamma_{CDI}$	0,0122	-8,9982	6,8302	1,5740	0,1451	2,2368	0,0077
$(\Gamma_{IBO}-\Gamma_{CDI})$	-0,0026	-8,4771	8,3250	1,5385	0,1037	2,7048	-0,0017
$(\Gamma_{IBO}-\Gamma_{CDI})^2$	2,3650	0,0000	71,8619	5,1316	6,5559	64,2361	-
$(\Gamma_{IBO}-\Gamma_{CDI})^3$	0,3588	-609,1840	576,9600	32,9471	0,3599	187,3440	-
SMB	0,0211	-2,3381	3,5676	0,7055	0,1526	0,9984	-
HML	-0,0230	-4,0554	4,0191	0,8262	0,1792	1,4387	-
PR1YR	0,0186	-4,1264	1,9853	0,6250	-0,4956	2,5391	-
PR	0,0190	-1,3124	2,1909	0,1951	-0,0594	23,9750	-
EaT	0,0070	-1,9594	1,5398	0,2040	0,4207	21,1923	-
InIn	-0,0067	-0,7634	0,6477	0,1327	-0,0876	4,5053	-

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo, em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. O índice de Sharpe foi apresentado na mesma tabela para fins de condensação das informações, sendo obtido como a divisão entre retorno médio e desvio-padrão.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de todas as variáveis analisadas no estudo, incluindo adicionalmente o cálculo do Índice de Sharpe para os retornos de ETFs, NAVs e índice Ibovespa, para fins de comparação. O índice de Sharpe foi incluído nesta tabela para condensar a apresentação dos resultados.

Percebe-se que não houve grande diferença no retorno médio dos ETFs, mas chama a atenção o fato de que seus retornos foram maiores do que os retornos de seus respectivos NAVs, indicando que o valor das cotas aumentou mais do que o valor do patrimônio líquido.

Embora não existam grandes diferença nos retornos médios entre os fundos, o ETF 1 destacou-se como o mais alto. O Ibovespa apresentou excesso de retorno médio negativo no período, indicando que o gestor dos ETFs foi bem sucedido em sua função de agregar valor.

O desvio padrão dos ETFs foi superior ao desvio padrão dos seus respectivos NAVs, o que está possivelmente relacionado ao maior crescimento do preço de suas cotas do que de seu patrimônio. Ainda, todos os excessos de retorno de ETFs apresentaram desvio-padrão superior ao do excesso de retorno do Ibovespa, o que também pode estar relacionado com suas estratégias que proporcionaram melhores retornos. Portanto, percebe-se certo equilíbrio na relação risco retorno, pois os fundos precisaram assumir mais riscos para proporcionar maiores retornos. Embora não existam grandes diferenças nos desvios padrões entre os fundos, o ETF 1 destacou-se como o menor.

Mantendo o padrão das análises anteriores, o índice de Sharpe dos ETFs foi superior ao dos seus NAVs. O índice de Sharpe do excesso de retorno dos ETFs foi superior ao índice de Sharpe do excesso de retorno do Ibovespa. Logo, apesar de os ETFs terem assumido maiores riscos, o retorno auferido por unidade de risco foi superior, indicando que constituíram uma oportunidade de investimento mais atrativa do que a média do mercado, no período analisado. O fato do ETF 1 ter apresentado maior retorno médio e menor desvio-padrão naturalmente fez com que apresentasse maior índice de Sharpe, indicando que foi a melhor opção de investimento entre os ETFs analisados, no período.

O fator SMB apresentou média de retorno positiva, indicando que uma estratégia baseada na compra de ações de empresas menores foi superior a uma estratégia baseada na compra de ações de empresas maiores. Em partes, isto acontece porque o fator SMB foi fortemente afetado pela queda do preço das ações da Petrobrás no período.

O fator HML apresentou média de retorno negativa, indicando que uma estratégia baseada na compra de ações com alta relação *book-to-market* (supostamente avaliadas abaixo do seu valor real) não garantirá retorno superior a uma estratégia baseada em ações com baixo *book-to-market*.

O fator PR1YR apresentou retorno médio positivo, indicando que uma estratégia baseada na compra de ações com retorno superior no passado proporcionou retorno superior a uma estratégia baseada na compra de ações com retorno inferior no passado. Portanto, há evidências de que no mercado brasileiro as empresas que tiveram boa *performance* no passado continuem tendo boa *performance* no futuro.

Quanto à assimetria, percebe-se que todos os ETFs apresentam coeficiente positivo, indicando maior probabilidade de ocorrência de valores extremos positivos do que negativos.

No entanto, as variações dos NAVs de cinco ETFs apresentam assimetria negativa, o que contribui para explicar seus retornos inferiores. Os retornos de todos ETFs e NAVs apresentam excesso de curtose positivo, o que é natural em séries financeiras. Chama a atenção o fato de que o ETF 1 apresenta coeficiente maior do que os demais.

A análise dos pontos mínimos e máximos evidencia, primeiramente, que os pontos mínimos dos NAVs são inferiores aos pontos mínimos dos ETFs, o que permite supor, juntamente com o fato de que a assimetria dos segundos tende a positividade mais do que a dos primeiros, que as quedas no retorno dos NAVs não são acompanhadas proporcionalmente por quedas nos retornos dos ETFs. Ainda, percebe-se que o ETF 1 apresenta ponto máximo superior aos demais, acrescentando mais um indício de sua *performance* superior.

A continuidade do estudo se dará na seção 5.3 com a estimação dos modelos de precificação explanados no Capítulo 4, mais especificamente o CAPM e os modelos que vieram a lhe complementar.

### 5.3 Estimação do CAPM e modelos complementares

A Tabela 3 apresenta os coeficientes estimados pelo CAPM, conforme especificado na Equação [10].

Tabela 3 – Coeficientes estimados pelo CAPM, especificados na Equação [10]

ETF		Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF1	$\alpha$	0,0192	0,0109	1,7650	0,0778	0,9328
	$\beta_1$	0,9206	0,0071	129,8167	<b>0,0000</b>	
ETF2	$\alpha$	0,0138	0,0213	0,6482	0,5170	0,7768
	$\beta_1$	0,9004	0,0139	65,0091	<b>0,0000</b>	
ETF3	$\alpha$	0,0177	0,0213	0,8298	0,4068	0,7755
	$\beta_1$	0,8990	0,0139	64,7742	<b>0,0000</b>	
ETF4	$\alpha$	0,0152	0,0213	0,7137	0,4756	0,7771
	$\beta_1$	0,9031	0,0139	65,0725	<b>0,0000</b>	
ETF5	$\alpha$	0,0155	0,0214	0,7238	0,4693	0,7772
	$\beta_1$	0,9042	0,0139	65,0876	<b>0,0000</b>	
ETF6	$\alpha$	0,0151	0,0213	0,7063	0,4801	0,7760
	$\beta_1$	0,8986	0,0139	64,8580	<b>0,0000</b>	
ETF7	$\alpha$	0,0161	0,0214	0,7517	0,4524	0,7764
	$\beta_1$	0,9024	0,0139	64,9359	<b>0,0000</b>	
ETF8	$\alpha$	0,0162	0,0214	0,7576	0,4488	0,7764
	$\beta_1$	0,9025	0,0139	64,9352	<b>0,0000</b>	
ETF9	$\alpha$	0,0145	0,0213	0,6792	0,4972	0,7773
	$\beta_1$	0,9021	0,0139	65,0971	<b>0,0000</b>	

A Tabela 3 apresenta os coeficientes estimados pelo CAPM, conforme Equação [10]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações.

Os coeficientes estimados pelo modelo CAPM indicam que nenhum ETF 1 foi capaz de gerar coeficiente linear ( $\alpha$ ) significativo, o que segundo Jensen (1967) indicaria a parcela de retorno agregada pelo gestor do fundo. Cabe destacar que o ETF 1 gerou o coeficiente linear de menor p-valor, que poderia ser considerado significativo caso o nível de significância de 10% fosse adotado. Esta observação é relevante no sentido de que reforça, mais uma vez, que este ETF teve *performance* superior aos demais.

Todos os ETFs apresentaram alta exposição ao risco sistemático, tomando por base seus coeficientes angulares ( $\beta$ ), que variaram entre 0,8986 e 0,9206. Esta característica é natural em portfólios financeiros.

Novamente, o ETF1 apresentou comportamento diferenciado, pois teve o maior coeficiente angular. Possivelmente, sua alta exposição ao risco sistemático viabilizou a obtenção de retorno superior. Tal afirmação parece estranha quando considera-se que o excesso de retorno do Ibovespa foi negativo no período analisado, porém é possível que o ETF 1 tenha sido exposto a esta forma de risco de maneira não linear.

Como consequência da maior significância de seus coeficientes linear e angular, o ETF 1 apresentou o maior coeficiente  $R^2$  ajustado, indicando foi melhor explicado pelo CAPM do que os demais ETFs. No entanto, todos apresentaram  $R^2$  ajustado superior a 0,7755, evidenciando que o CAPM consegue explicar uma considerável parcela do retorno dos ETFs brasileiros.

A Tabela 4 dá continuidade à análise dos resultados com a estimação dos coeficientes do modelo CAPM com momentos superiores, conforme especificado pela Equação [31].



Tabela 4 – Coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, especificados na Equação [31], para os ETFs 1 a 5

ETF	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado	
ETF1	$\alpha$	0.0386	0.0118	3.2679	<b>0.0011</b>	0.9352
	$\beta_1$	0.9525	0.0090	106.2087	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0078	0.0021	-3.7098	<b>0.0002</b>	
	$\beta_3$	-0.0023	0.0004	-5.4152	<b>0.0000</b>	
ETF2	$\alpha$	0.0305	0.0233	1.3057	0.1919	0.9352
	$\beta_1$	0.9388	0.0177	52.9039	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0066	0.0042	-1.5871	0.1128	
	$\beta_3$	-0.0028	0.0008	-3.3309	<b>0.0009</b>	
ETF3	$\alpha$	0.0343	0.0234	1.4658	0.1430	0.7776
	$\beta_1$	0.9353	0.0178	52.5724	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0066	0.0042	-1.5812	0.1141	
	$\beta_3$	-0.0026	0.0008	-3.1400	<b>0.0017</b>	
ETF4	$\alpha$	0.0307	0.0234	1.3139	0.1891	0.7794
	$\beta_1$	0.9417	0.0178	52.9522	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0061	0.0042	-1.4643	0.1434	
	$\beta_3$	-0.0028	0.0008	-3.3470	<b>0.0008</b>	
ETF5	$\alpha$	0.0317	0.0234	1.3527	0.1764	0.7794
	$\beta_1$	0.9421	0.0178	52.9207	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0064	0.0042	-1.5369	0.1246	
	$\beta_3$	-0.0027	0.0008	-3.2810	<b>0.0011</b>	

A Tabela 4 apresenta os coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, conforme Equação [31]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 4 e 5.

As estimações do CAPM acrescido de momentos superiores foram separadas em duas tabelas para facilitar sua visualização, devido à grande quantidade de dados expostos. A Tabela 5 traz a continuação dos coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, conforme especificado pela Equação [31].

Tabela 5 – Coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, especificados na Equação [31], para os ETFs 6 a 9.

ETF	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado	
ETF6	$\alpha$	0.0316	0.0234	1.3512	0.1769	0.7782
	$\beta_1$	0.9358	0.0178	52.6974	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0065	0.0042	-1.5735	0.1159	
	$\beta_3$	-0.0027	0.0008	-3.2185	<b>0.0013</b>	
ETF7	$\alpha$	0.0321	0.0234	1.3696	0.1711	0.7785
	$\beta_1$	0.9397	0.0178	52.7582	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0063	0.0042	-1.5187	0.1291	
	$\beta_3$	-0.0027	0.0008	-3.2264	<b>0.0013</b>	
ETF8	$\alpha$	0.0320	0.0234	1.3634	0.1730	0.7785
	$\beta_1$	0.9396	0.0178	52.7361	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0062	0.0042	-1.4921	0.1359	
	$\beta_3$	-0.0027	0.0008	-3.2023	<b>0.0014</b>	
ETF9	$\alpha$	0.0308	0.0234	1.3184	0.1876	0.7795
	$\beta_1$	0.9403	0.0178	52.9574	<b>0.0000</b>	
	$\beta_2$	-0.0064	0.0042	-1.5508	0.1212	
	$\beta_3$	-0.0028	0.0008	-3.3167	<b>0.0009</b>	

A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados pelo CAPM com momentos superiores, conforme Equação [31]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 4 e 5.

Primeiramente, chama a atenção que em oito dos nove ETFs analisados os coeficientes significativos foram os mesmos:  $\beta_1$  e  $\beta_3$ , ou seja, co-variância e co-curtose, respectivamente. Nestes oito casos, não foi gerado coeficiente linear significativo, em consonância com os resultados obtidos pelo CAPM tradicional. Contudo, percebe-se que há uma variável a mais influenciando os retornos, o que estava sendo mascarado pelo CAPM tradicional.

O fato de que o coeficiente de co-curtose foi negativo para os nove ETFs analisados demonstra que oscilações maiores causam impacto negativo nos excessos de retornos. Isto porque como o excesso de retorno do Ibovespa foi elevado ao cubo na formação desta variável, oscilações maiores tornam-se mais perceptíveis, gerando coeficiente significativo de co-curtose. Embora a teoria postule que quanto maior o risco, maior o retorno, é possível compreender que a co-curtose representa um risco adicional que o investidor não está disposto a correr.

Observa-se certa semelhança nos coeficientes estimados para os ETFs 2 a 9, o que consequentemente tornou semelhante seus coeficientes R<sup>2</sup> ajustados. Os coeficientes R<sup>2</sup>

ajustados foram ligeiramente superiores aos estimados pelo CAPM tradicional, expostos na Tabela 3, apontando que o modelo acrescido de momentos superiores possui melhor poder de explicação. No entanto, destaca-se que o modelo é melhor não apenas por seu maior  $R^2$  ajustado, mas porque evidencia que há mais variáveis afetando o retorno dos ETFs do que o previsto pelo tradicional CAPM. Em partes, os coeficientes  $\beta_1$  estimados pelo CAPM tradicional foram menores porque o efeito da co-curtose, que é negativo, havia sido negligenciado.

Novamente, o ETF 1 apresentou características diferenciadas em relação aos demais, incluindo coeficiente linear e de co-assimetria significativos. O coeficiente linear indica, conforme tradicionalmente teorizado por Jensen (1967), a parcela de retorno não devida à exposição ao risco sistemático, a qual pode ser atribuída trabalho do gestor do fundo.

Quanto ao coeficiente de co-assimetria, destaca-se que foi o único significativo, com coeficiente negativo, levando a uma interpretação similar ao do coeficiente de co-curtose: uma forma de risco ao qual o investidor é avesso, conforme argumentado por Kraus e Litzenberger (1976) e Lim (1982). No entanto, o ETF1 aparentemente aproveitou-se do risco assumido pela co-assimetria para proporcionar *performance* superior ao investidor. Ainda, os resultados vão ao encontro de Chunhacinda *et al.* (1997) e Harvey e Siddique (2000) e Moreno e Rodriguez (2009), os quais averiguaram que os portfólios com co-assimetria negativa apresentam *performance* superior.

Os resultados obtidos por Milani e Ceretta (2014e) na análise de fundos de investimentos são confirmados quando o modelo que incorpora momentos superiores é aplicado aos ETFs, pois ambos não geram, de maneira geral, coeficientes de co-assimetria significativo, ao contrário dos coeficientes de co-curtose. O estudo de Milani e Ceretta (2015b) também estima o CAPM com momentos superiores, segregando porém os retornos em ondaletas (*wavelets*) para diversas escalas de tempo em diversas categorias de fundos de investimento e ETFS. Neste estudo, as diversas estimações realizadas geraram coeficientes de co-assimetria e co-curtose significativos para a maioria dos casos, destacando que os fundos com melhor *performance* apresentam co-assimetria significativa e negativa, ao passo que os fundos com pior *performance* tendem a não gerar coeficientes de co-curtose significativos.

Os resultados deste estudo, especialmente no que tange o ETF1, relacionados com a literatura acerca do tema, indicam que fundos com boa *performance* tendem a apresentar coeficientes de co-assimetria e co-curtose significativos, sendo os primeiros negativos e os segundos, positivos.

De maneira similar ao ocorrido nas estimações do CAPM tradicional, o coeficiente  $\beta_1$  do ETF 1 foi superior ao dos demais ETFs, evidenciando sua maior exposição ao risco sistemático. Outra similaridade verificada é o alto coeficiente  $R^2$  ajustado, que indica um maior poder de explicação do modelo. Uma possível interpretação deste fenômeno é que o excesso de retorno do ETF 1 depende quase que exclusivamente do excesso de retorno do Ibovespa, enquanto os demais ETFs estão sujeitos a variáveis omissas. Se assim for, a estratégia do ETF 1 parece ter sido a melhor alternativa no período analisado.

Além do modelo que inclui momentos superiores, foram realizadas estimações com outros modelos complementares ao CAPM. A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores proposto por Carhart (1997), especificado pela Equação [25].

Tabela 6 – Coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, especificado na Equação [25], para os ETFs de 1 a 5

ETF	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado	
ETF1	$\alpha$	0,0226	0,0103	2,1855	<b>0,0291</b>	0,9416
	$\beta_1$	0,9369	0,0080	117,4763	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1926	0,0161	-11,9489	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0783	0,0144	-5,4489	<b>0,0000</b>	
	$\beta_4$	-0,0390	0,0223	-1,7516	0,0801	
ETF2	$\alpha$	0,0170	0,0215	0,7900	0,4297	0,7800
	$\beta_1$	0,9064	0,0166	54,6289	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1425	0,0335	-4,2506	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0431	0,0299	-1,4425	0,1494	
	$\beta_4$	-0,0433	0,0463	-0,9351	0,3499	
ETF3	$\alpha$	0,0209	0,0215	0,9729	0,3308	0,7791
	$\beta_1$	0,9063	0,0166	54,5543	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1477	0,0336	-4,3980	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0446	0,0299	-1,4902	0,1364	
	$\beta_4$	-0,0393	0,0464	-0,8481	0,3966	
ETF4	$\alpha$	0,0185	0,0215	0,8590	0,3905	0,7805
	$\beta_1$	0,9094	0,0166	54,7165	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1463	0,0336	-4,3565	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0433	0,0299	-1,4467	0,1482	
	$\beta_4$	-0,0433	0,0464	-0,9335	0,3508	
ETF5	$\alpha$	0,0186	0,0215	0,8641	0,3877	0,7805
	$\beta_1$	0,9110	0,0166	54,7562	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1443	0,0336	-4,2908	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0430	0,0300	-1,4353	0,1515	
	$\beta_4$	-0,0396	0,0464	-0,8534	0,3936	

A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, conforme Equação [25]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 6 e 7.

As estimações do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) foram separadas em duas tabelas para facilitar sua visualização, devido à grande quantidade de dados expostos. A Tabela 7 traz a continuação dos coeficientes estimados, ainda conforme especificado pela Equação [25].

Tabela 7 – Coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, especificado na Equação [25], para os ETFs 6 a 9

ETF		Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF6	$\alpha$	0,0183	0,0215	0,8527	0,3940	0,7794
	$\beta_1$	0,9044	0,0166	54,5079	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1456	0,0335	-4,3408	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0440	0,0299	-1,4714	0,1415	
	$\beta_4$	-0,0458	0,0463	-0,9882	0,3233	
ETF7	$\alpha$	0,0193	0,0215	0,8960	0,3704	0,7799
	$\beta_1$	0,9090	0,0166	54,6346	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1470	0,0336	-4,3715	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0442	0,0300	-1,4745	0,1406	
	$\beta_4$	-0,0422	0,0464	-0,9094	0,3634	
ETF8	$\alpha$	0,0194	0,0215	0,9026	0,3669	0,7799
	$\beta_1$	0,9091	0,0166	54,6291	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1473	0,0336	-4,3790	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0441	0,0300	-1,4711	0,1415	
	$\beta_4$	-0,0426	0,0464	-0,9181	0,3587	
ETF9	$\alpha$	0,0177	0,0215	0,8229	0,4107	0,7427
	$\beta_1$	0,9077	0,0166	54,6803	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1430	0,0336	-4,2608	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0425	0,0299	-1,4204	0,1557	
	$\beta_4$	-0,0444	0,0463	-0,9595	0,3375	

A Tabela 7 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, conforme Equação [25]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 6 e 7.

No modelo especificado pela Equação [25],  $\alpha$  é o coeficiente linear;  $\beta_1$  é o coeficiente da variável excesso de retorno do mercado;  $\beta_2$  é o coeficiente do fator SMB;  $\beta_3$  é o coeficiente do fator HML e  $\beta_4$  é o coeficiente do fator PR1YR.

Percebe-se um padrão entre os ETFs 2 a 9, em que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são significativos em todos os casos, ao contrário dos coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta_3$  e  $\beta_4$ . Portanto, o excesso de retorno dos ETFs em questão é explicado por sua co-variância com o excesso de retorno do Ibovespa, conforme esperado pelo CAPM, mas também pelo fator SMB, que evidencia o efeito do tamanho das empresas listadas. Chama a atenção o fato de que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  foram semelhantes neste grupo de ETFs, indicando que utilizam estratégias semelhantes.

Em todos os casos, o fator SMB gerou coeficiente negativo, o que permite interpretar que conforme o retorno das empresas menores sobrepuja o retorno das empresas maiores, o excesso de retorno dos ETFs diminui. Esta situação pode ser originada por estratégias fundamentadas na compra de ações de empresas maiores, as quais tiveram retorno médio

inferior, conforme observado na Tabela 2. Novamente, a queda abrupta das ações da Petrobrás no período pode ter participação considerável neste efeito.

Como o coeficiente  $\beta_3$  não foi significativo, pode-se afirmar que o efeito *book-to-market*, representado pela variável HML, não contribui para explicar o excesso de retorno dos ETFs. De maneira semelhante, a não significância do coeficiente  $\beta_4$  indica que o efeito de uma estratégia baseada na compra de ações “vencedoras” no passado, representada pelo fator PR1YR, também não contribui para explicar o excesso de retorno dos ETFs no período. Esta situação indica que provavelmente os gestores dos ETFs não utilizaram estas estratégias.

Lai e Lau (2010) ao analisar fundos de investimento malaios encontraram coeficientes significativos para ambos, mas maiores para o fator SMB, evidenciando que este fator exerce importante influência na precificação, ao encontro dos resultados deste estudo. Este estudo também está de acordo com Faff (2001) no sentido de que há coeficientes negativos e significativos para a variável SMB, mas não há coeficientes significativos para HML.

Novamente, o ETF 1 demonstrou ser o único a diferenciar-se dos demais, pois para ele os coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  foram significativos. O coeficiente  $\beta_3$ , oriundo do fator HML, foi negativo, atestando que sua influência reduziu o excesso de retorno do ETF 1 no período. Considerando que a Tabela 2 demonstrou que o fator HML tem média de retorno negativa no período, aparentemente a compra de ações com alta relação *book-to-market* foi prejudicial ao ETF 1 no período.

Ainda no ETF 1, foi novamente verificado que seu coeficiente de covariância foi superior aos demais, assim como seu  $R^2$  ajustado. Mais uma vez, os dados atestam que este ETF com *performance* superior sofreu maior exposição ao risco sistemático. O seu coeficiente linear foi o único significativo na análise do modelo de quatro fatores, confirmando sua *performance* superior.

A Tabela 8 traz os coeficientes estimados por outro modelo complementar, denominado APT, conforme especificado pela Equação [68].

Tabela 8 - Coeficientes estimados pelo modelo APT, especificado na Equação [68], para os ETFs 1 a 5

ETF		Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF1	$\alpha$	0,0188	0,0113	1,6609	0,0970	0,9320
	$\beta_1$	0,9131	0,0077	118,1801	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0513	0,0931	-0,5517	0,5813	
	$\beta_4$	-0,0767	0,1034	-0,7413	0,4587	
	$\beta_5$	-0,0162	0,0997	-0,1627	0,8708	
ETF2	$\alpha$	0,0010	0,0222	0,0464	0,9630	0,9320
	$\beta_1$	0,8903	0,0151	58,7692	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2427	0,1825	-1,3298	0,1839	
	$\beta_4$	0,2994	0,2028	1,4759	0,1402	
	$\beta_5$	0,3600	0,1956	1,8410	0,0659	
ETF3	$\alpha$	0,0058	0,0222	0,2616	0,7937	0,7721
	$\beta_1$	0,8893	0,0152	58,5649	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2155	0,1829	-1,1783	0,2389	
	$\beta_4$	0,2709	0,2033	1,3327	0,1829	
	$\beta_5$	0,3290	0,1960	1,6786	0,0935	
ETF4	$\alpha$	0,0027	0,0222	0,1226	0,9025	0,7738
	$\beta_1$	0,8941	0,0152	58,8834	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2397	0,1829	-1,3103	0,1904	
	$\beta_4$	0,2894	0,2033	1,4233	0,1549	
	$\beta_5$	0,3452	0,1960	1,7611	0,0785	
ETF5	$\alpha$	0,0033	0,0223	0,1485	0,8820	0,7738
	$\beta_1$	0,8947	0,0152	58,8686	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2435	0,1831	-1,3299	0,1838	
	$\beta_4$	0,2731	0,2035	1,3422	0,1798	
	$\beta_5$	0,3337	0,1962	1,7006	0,0893	

A Tabela 8 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo APT conforme Equação [68]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 8 e 9.

As estimações do modelo APT foram separadas em duas tabelas para facilitar sua visualização, devido à grande quantidade de dados expostos. A Tabela 9 traz a continuação dos coeficientes estimados, ainda conforme especificado pela Equação [68].



Tabela 9 - Coeficientes estimados pelo modelo APT, especificado na Equação [68], para os ETFs 6 a 9

ETF		Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF6	$\alpha$	0,0029	0,0222	0,1311	0,8957	0,7726
	$\beta_1$	0,8892	0,0152	58,6641	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2468	0,1826	-1,3520	0,1766	
	$\beta_4$	0,2713	0,2029	1,3367	0,1816	
	$\beta_5$	0,3318	0,1957	1,6955	0,0902	
ETF7	$\alpha$	0,0039	0,0223	0,1738	0,8621	0,7730
	$\beta_1$	0,8929	0,0152	58,7268	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2416	0,1831	-1,3192	0,1874	
	$\beta_4$	0,2748	0,2036	1,3500	0,1773	
	$\beta_5$	0,3354	0,1963	1,7089	0,0877	
ETF8	$\alpha$	0,0039	0,0223	0,1772	0,8594	0,7730
	$\beta_1$	0,8930	0,0152	58,7273	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2431	0,1832	-1,3271	0,1847	
	$\beta_4$	0,2767	0,2036	1,3589	0,1744	
	$\beta_5$	0,3366	0,1963	1,7147	0,0867	
ETF9	$\alpha$	0,0017	0,0222	0,0744	0,9407	0,7740
	$\beta_1$	0,8918	0,0152	58,8394	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,2415	0,1826	-1,3229	0,1861	
	$\beta_4$	0,2974	0,2029	1,4657	0,1430	
	$\beta_5$	0,3618	0,1957	1,8491	0,0647	

A Tabela 9 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo APT conforme Equação [68]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 8 e 9.

Nas estimações apresentadas nas Tabelas 8 e 9,  $\alpha$  representa o coeficiente linear;  $\beta_1$  representa o coeficiente gerado pelo excesso de retorno dos ETFs;  $\beta_2$  representa o coeficiente gerado pela variação do prêmio pelo risco;  $\beta_3$  representa o coeficiente gerado pela variação da estrutura a termo;  $\beta_4$  representa o coeficiente gerado pela variação da Inflação Inesperada;  $\beta_5$  representa o coeficiente gerado pela variação do câmbio.

Os coeficientes estimados pela Equação [68] não foram significativos, exceto  $\beta_1$ , evidenciando que o modelo APT não é adequado para explicar o excesso de retorno dos ETFs. Na verdade, percebe-se que o modelo APT aplicado reduziu-se ao CAPM tradicional. O coeficiente R<sup>2</sup> ajustado vai ao encontro desta afirmação, pois foi inferior ao auferido pelos modelos anteriores.

Desta maneira, verifica-se que variáveis macroeconômicas não causam impacto no excesso de retorno dos ETFs. Possivelmente, o fato de que os retornos analisados são de frequência diária influencia esta interpretação, pois as variáveis macroeconômicas tendem a gerar efeitos em uma escala de tempo maior. Talvez pelo fato de os ETFs serem produtos derivativos, seus retornos são mais influenciados por movimentos mais instantâneos do mercado do que poder variáveis de longo prazo.

Esta ausência de coeficientes significativos no modelo APT vai ao encontro de outros estudos no contexto brasileiro, os quais também verificaram a baixa aplicabilidade deste modelo. Entre eles, pode-se citar Sklo (2007), Gay (2008), Fracasso (2009) e Callado (2010). Também Wang *et al.* (2012) verificou efeito similar ao aplicar o APT no contexto do mercado chinês.

Chama a atenção que nem mesmo o ETF 1, que havia apresentado características diferentes dos demais nas outras análises, diferenciou-se deles no modelo APT, reforçando a não adequação do modelo.

As variáveis analisadas foram defasadas em 1, 2 e 3 períodos, sendo que os resultados se mantiveram consistentes com os apresentados nas Tabelas 8 e 9. Após a aplicação dos principais modelos de precificação propostos pela teoria, a Equação [70] visou construir um modelo híbrido, constituído de todas as variáveis obtidas, de forma a esclarecer que variáveis definitivamente influenciaram o excesso de retorno dos ETFs no período.

Esta estimação foi realizada pelo método *stepwise*, em que as variáveis com maior p-valor são retiradas uma a uma, refazendo a estimação após cada passo, de forma a concluir as estimações quando restarem apenas coeficientes significativos. Embora tenham a desvantagem de gerar modelos menos padronizados, pois as variáveis que afetam cada ETF podem ser diferentes, tem a vantagem de demonstrar com mais precisão quais são estas variáveis e qual seu impacto. Os coeficientes estimados pela Equação [70] estão dispostos nas Tabelas 10 e 11.

Tabela 10 – Coeficientes estimados pela Equação [70], para os ETFs 1 a 5

ETF		Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF1	$\alpha$	0,0464	0,0111	4,1891	<b>0,0000</b>	0,9447
	$\beta_1$	0,9796	0,0089	109,8827	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,0099	0,0020	-5,0656	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0024	0,0004	-6,2014	<b>0,0000</b>	
	$\beta_5$	-0,1845	0,0143	-12,8910	<b>0,0000</b>	
	$\beta_6$	-0,0813	0,0133	-6,1366	<b>0,0000</b>	
ETF2	$\alpha$	0,0181	0,0214	0,8451	0,3982	0,7820
	$\beta_1$	0,9452	0,0178	53,0969	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,5062	<b>0,0005</b>	
	$\beta_5$	-0,1309	0,0304	-4,3041	<b>0,0000</b>	
ETF3	$\alpha$	0,0221	0,0214	1,0318	0,3024	0,7809
	$\beta_1$	0,9420	0,0178	52,8203	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3176	<b>0,0009</b>	
	$\beta_5$	-0,1372	0,0305	-4,5042	<b>0,0000</b>	
ETF4	$\alpha$	0,0196	0,0214	0,9148	0,3605	0,782545
	$\beta_1$	0,9483	0,0178	53,1823	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,5142	<b>0,0005</b>	
	$\beta_5$	-0,1347	0,0305	-4,4218	<b>0,0000</b>	
ETF5	$\alpha$	0,0198	0,0214	0,9229	0,3563	0,7825
	$\beta_1$	0,9486	0,0179	53,1377	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,4533	<b>0,0006</b>	
	$\beta_5$	-0,1337	0,0305	-4,3852	<b>0,0000</b>	

A Tabela 10 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo híbrido especificado na Equação [70]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 10 e 11.

As estimações do modelo híbrido especificado na Equação [70] foram separadas em duas tabelas para facilitar sua visualização, devido à grande quantidade de dados expostos. A Tabela 11 traz a continuação dos coeficientes estimados, ainda conforme especificado pela Equação [70].

Tabela 11 – Coeficientes estimados pela Equação [70], para os ETFs 6 a 9

ETF		Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF6	$\alpha$	0,0193	0,0214	0,9042	0,3661	0,7812
	$\beta_1$	0,9423	0,0178	52,9111	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3935	<b>0,0007</b>	
	$\beta_5$	-0,1332	0,0304	-4,3774	<b>0,0000</b>	
ETF7	$\alpha$	0,0204	0,0214	0,9521	0,3412	0,7412
	$\beta_1$	0,9463	0,0179	52,9933	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3982	<b>0,0007</b>	
	$\beta_5$	-0,1357	0,0305	-4,4478	<b>0,0000</b>	
ETF8	$\alpha$	0,0205	0,0214	0,9577	0,3384	0,7817
	$\beta_1$	0,9462	0,0179	52,9734	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3718	<b>0,0008</b>	
	$\beta_5$	-0,1358	0,0305	-4,4515	<b>0,0000</b>	
ETF9	$\alpha$	0,0187	0,0214	0,8759	0,3813	0,7825
	$\beta_1$	0,9467	0,0178	53,1519	<b>0,0000</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,4888	<b>0,0005</b>	
	$\beta_5$	-0,1309	0,0304	-4,3035	<b>0,0000</b>	

A Tabela 11 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo híbrido especificado na Equação [70]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações. Para facilitar a visualização, os coeficientes estimados foram segregados em duas partes: Tabelas 10 e 11

Nas Tabelas 10 e 11,  $\beta_1$  é o coeficiente do excesso da covariância,  $\beta_2$  da co-assimetria,  $\beta_3$  da co-curtose,  $\beta_4$  do fator SMB,  $\beta_5$  do fator HML,  $\beta_6$  do fator PR1YR,  $\beta_7$  da inflação inesperada,  $\beta_8$  do prêmio pelo risco,  $\beta_9$  da estrutura a termo.

De maneira análoga às análises anteriores, percebe-se um padrão de coeficientes significativos entre os ETFs 2 a 9, mostrando que seu retorno pode ser explicado pela covariância, co-curtose e pelo fator SMB. De maneira geral, as estimações se mantiveram consistentes com as estimações anteriores, apresentando como significativos os mesmos coeficientes. Nenhuma variável do modelo APT foi significativa; do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) apenas o fator SMB apresentou coeficiente significativo; do modelo com momentos superiores, apenas a co-curtose; do modelo CAPM, a co-variância.

Chama a atenção o fato de que os coeficientes  $\beta_3$  e  $\beta_4$  foram negativos em todos os casos, indicando que sua influência resultou em redução do excesso de retorno dos ETFs. A interpretação é semelhante àquelas já delineadas: a co-curtose possivelmente representa um tipo de risco que os investidores não desejam correr e as estratégias de compras de ações de empresas de grande porte não deram bons resultados no período.

O ETF 1 novamente diferenciou-se dos demais, apresentando coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  e  $\beta_4$  significativos. Os dois primeiros, positivos, e os últimos três, negativos. Novamente, a covariância do excesso de retorno do ETF 1 com o excesso de retorno do mercado foi superior ao verificado em outros ETFs, indicando maior exposição ao risco sistemático. O seu coeficiente linear significativo novamente evidencia que o seu gestor agregou parte do excesso de retorno.

Assim como nos demais ETFs, percebe-se que no ETF 1 todos os coeficientes além de  $\beta_1$  são negativos, exceto pelo linear. Uma possível explicação é que o ETF 1 tenha deliberadamente aceitado assumir mais risco sistemático e que a co-assimetria e co-curtose tenham emergido como efeitos colaterais, os quais estavam sendo controlados nos demais fundos. Esta estratégia parece ter gerado bons resultados, a julgar pelo seu índice de Sharpe superior e coeficiente linear significativo.

Os resultados desta estimação corroboram parcialmente os de Doan *et al.* (2010) no sentido de que a inclusão dos Quatro Fatores de Carhart (1997) em um modelo que incorpora momentos superiores não faz com que os últimos deixem de ser significativos.

Após a estimação dos modelos tradicionais de precificação, na seção 5.8 foram estimados os *tracking errors* de cada ETF.

#### **5.4 Estimação do desvio de preço conforme Equação [69]**

A Tabela 12 apresenta os coeficientes estimados pela Equação [69], para os ETFs 1 a 9.

Tabela 12 – Coeficientes estimados pela Equação [69], para os ETFs 1 a 9

ETF	Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado	
ETF1	$\alpha$	0,0105	0,0006	16,1958	<b>0,0000</b>	0,9998
	$\beta_1$	1,0000	0,0004	2235,1253	<b>0,0000</b>	
ETF2	$\alpha$	0,0121	0,0007	17,0540	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2190,9506	<b>0,0000</b>	
ETF3	$\alpha$	0,0121	0,0007	16,9414	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2176,2929	<b>0,0000</b>	
ETF4	$\alpha$	0,0122	0,0007	17,1089	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0006	0,0005	2192,9601	<b>0,0000</b>	
ETF5	$\alpha$	0,0122	0,0007	17,0254	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2179,3895	<b>0,0000</b>	
ETF6	$\alpha$	0,0121	0,0007	17,0224	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2187,8907	<b>0,0000</b>	
ETF7	$\alpha$	0,0122	0,0007	16,9994	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2178,5875	<b>0,0000</b>	
ETF8	$\alpha$	0,0122	0,0007	17,0010	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2178,7959	<b>0,0000</b>	
ETF9	$\alpha$	0,0122	0,0007	17,0591	<b>0,0000</b>	0,9997
	$\beta_1$	1,0005	0,0005	2188,5686	<b>0,0000</b>	

A Tabela 12 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo especificado na Equação [69]. Os dados foram analisados em frequência diária, no período de 02/01/2009 a 31/12/2013, totalizando 1215 observações.

Os coeficientes estimados pela Equação [69] evidenciam, novamente, a diferenciação entre o ETF 1 e os demais. Nos ETFs 2 a 9, verifica-se que o coeficiente angular é ligeiramente maior do que 1, indicando que o uma oscilação no valor do NAV gera uma oscilação maior no valor das quotas do ETFs. Isto não ocorre no ETF 1, no qual o coeficiente angular é mais próximo de 1, evidenciando que o valor de suas quotas segue mais estreitamente o seu valor patrimonial.

O coeficiente linear do ETF 1 também diferencia-se por ser menor que os demais. Este é mais um indicativo de que seu retorno está mais condicionado à variação do seu NAV do que o dos outros ETFs. Além disto, o coeficiente R<sup>2</sup> ajustado do ETF 1 é maior do que o dos demais ETFs, apoiando a afirmação anterior.

Há evidências de que o desvio de preço é muito pequeno, como o coeficiente linear muito pequeno (embora significativo), o coeficiente angular próximo de 1 e, nestas circunstâncias, o coeficiente R<sup>2</sup> ajustado altíssimo, evidenciando que o modelo explica consistentemente o retorno dos ETFs. Isto contraria os resultados de Cherry (2004), Jares e

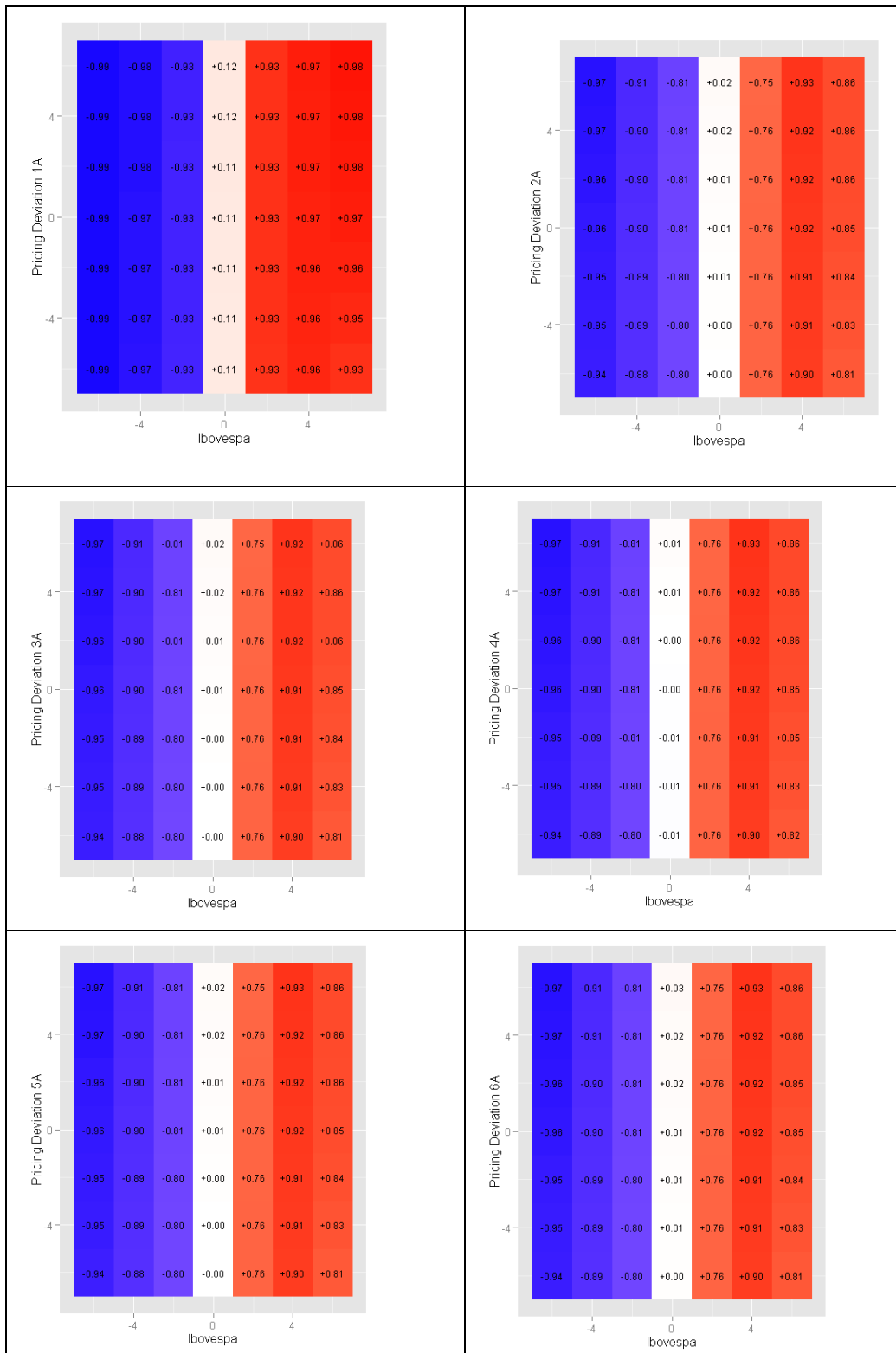
Lavin (2004), Defusco *et al.* (2011), Marshall *et al.* (2013), porém vai ao encontro de Tsé e Martinez (2007), Delcoure e Zhong (2007), Jiang *et al.* (2010), Charupat e Mil (2011), Singh e Wadhwa (2011).

Após a estimação dos modelos de precificação, os desvios de preço A (oriundo da Equação [69]) e B (oriundo da Equação [70]) de cada ETF foram salvos para que fossem calculadas suas correlações locais com o retorno do mercado, conforme especificado pela Equação [72]. A seção 5.5 apresentará os coeficientes de correlação local entre o desvio de preço dos ETFs e o retorno do Ibovespa.

### **5.5 Estimação da Correlação Local entre o desvio do preço dos ETFs e o retorno do Ibovespa**

Os coeficientes de correlação local estimados para cada fundo foram agrupados em ilustrações para condensar a apresentação dos resultados. Desta maneira, as Ilustrações 3 e 4 apresentam os coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço A e o retorno do mercado (Ibovespa).

Ilustração 3 – Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço A e o retorno do Mercado para os ETFs 1 a 6, estimada pela Equação [72]

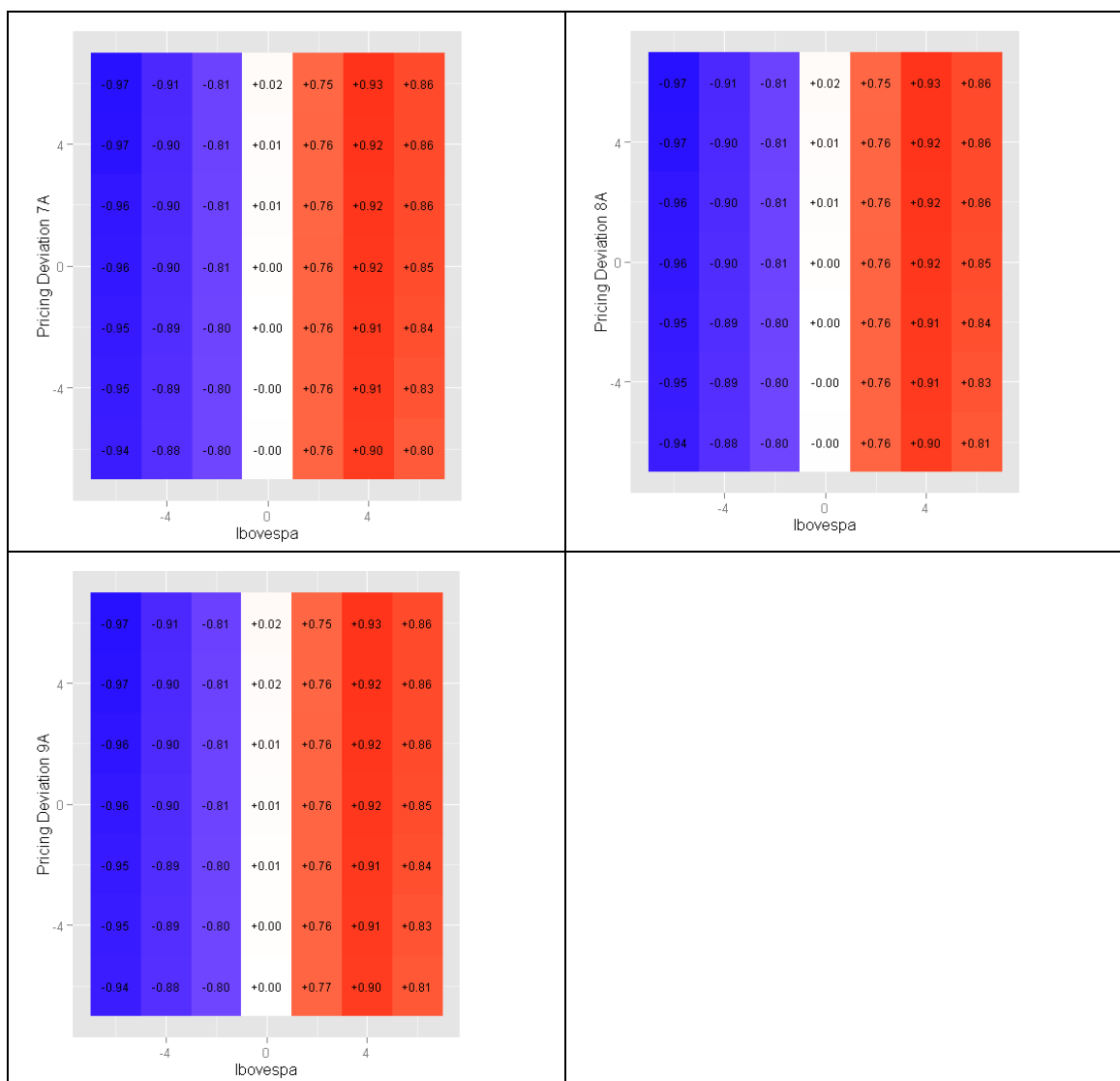


A Ilustração 3 apresenta os coeficientes estimados de correlação local entre o desvio do preço A e o retorno do mercado. O Desvio do Preço A foi especificado pela Equação [69] e a correlação local, pela Equação [72]. Para facilitar a visualização, a Ilustração foi dividida em duas partes: Ilustração 3, que apresenta os ETFs 1 a 6 e Ilustração 4, que apresenta os ETFs 7 a 9.



Devido à extensão dos gráficos de correlação local, optou-se por dividi-los em duas ilustrações, a fim de melhorar sua exposição. A Ilustração 3 apresentou os coeficientes estimados para os ETFs 1 a 6 e a Ilustração 4 apresentará os coeficientes estimados para os ETFs 7 a 9.

Ilustração 4 – Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço A e o retorno do Mercado, para os ETFs 7 a 9, estimada pela Equação [72]



A Ilustração 4 apresenta os coeficientes estimados de correlação local entre o desvio do preço A e o retorno do mercado. O Desvio do Preço A foi especificado pela Equação [69] e a correlação local, pela Equação [72]. Para facilitar a visualização, a Ilustração foi dividida em duas partes: Ilustração 3, que apresenta os ETFs 1 a 6 e Ilustração 4, que apresenta os ETFs 7 a 9.

As ilustrações da correlação local apresentam um coeficiente de correlação para cada local, ou seja, os coeficientes são estimados em uma espécie de limite comum às duas variáveis. A tonalidade vermelha indica altas correlações positivas; a tonalidade azul, altas correlações negativas. Quanto mais escura a tonalidade, maior a correlação. A cor branca referencia baixas correlações, positivas ou negativas.

É importante ressaltar que, com base na Equação [72], o desvio de preço será positivo quando o retorno do ETF for superior à variação do NAV e será negativo quando a variação do NAV for superior ao retorno do ETF. Assim, desvio de preço positivo indica que o valor das quotas do ETFs está superavaliando-se em relação ao seu valor patrimonial e vice-versa.

As Ilustrações 3 e 4 demonstram que quanto maior for o retorno do Ibovespa, maior será a variação do desvio de preço. Os quadrantes 1 e 4 referem-se aos locais em que o retorno do Ibovespa foi positivo, nos quais apresentam-se também altos coeficientes positivos de correlação local. Assim, pode-se afirmar que o retorno positivo do mercado aumenta o desvio do preço.

Nos quadrantes 2 e 3 a situação é inversa, mas análoga. Os altos coeficientes de correlação negativa indicam que onde o retorno do mercado é negativo, o desvio do preço diminui, seja ele positivo ou negativo. Assim, percebe-se que toda variação positiva do Ibovespa gera um desvio de precificação, o qual decresce quando a variação do Ibovespa é negativa.

No entanto, de uma maneira geral as correlações do quadrante 4 são inferiores às do quadrante 1, indicando que nos locais em que o retorno do Ibovespa é positivo e o desvio de preço é negativo, a correlação é menor do que nos locais em que o retorno do Ibovespa é positivo e o desvio de preço é positivo. Isto indica que quando o ETF está subavaliado, o aumento do Ibovespa gera em suas cotas um aumento inferior em relação ao aumento que é gerado quando o ETF já está superavaliado, em relação ao seu valor patrimonial. Este é possivelmente um indicativo de que o investidor priorize investimentos em ETFs já superavaliados.

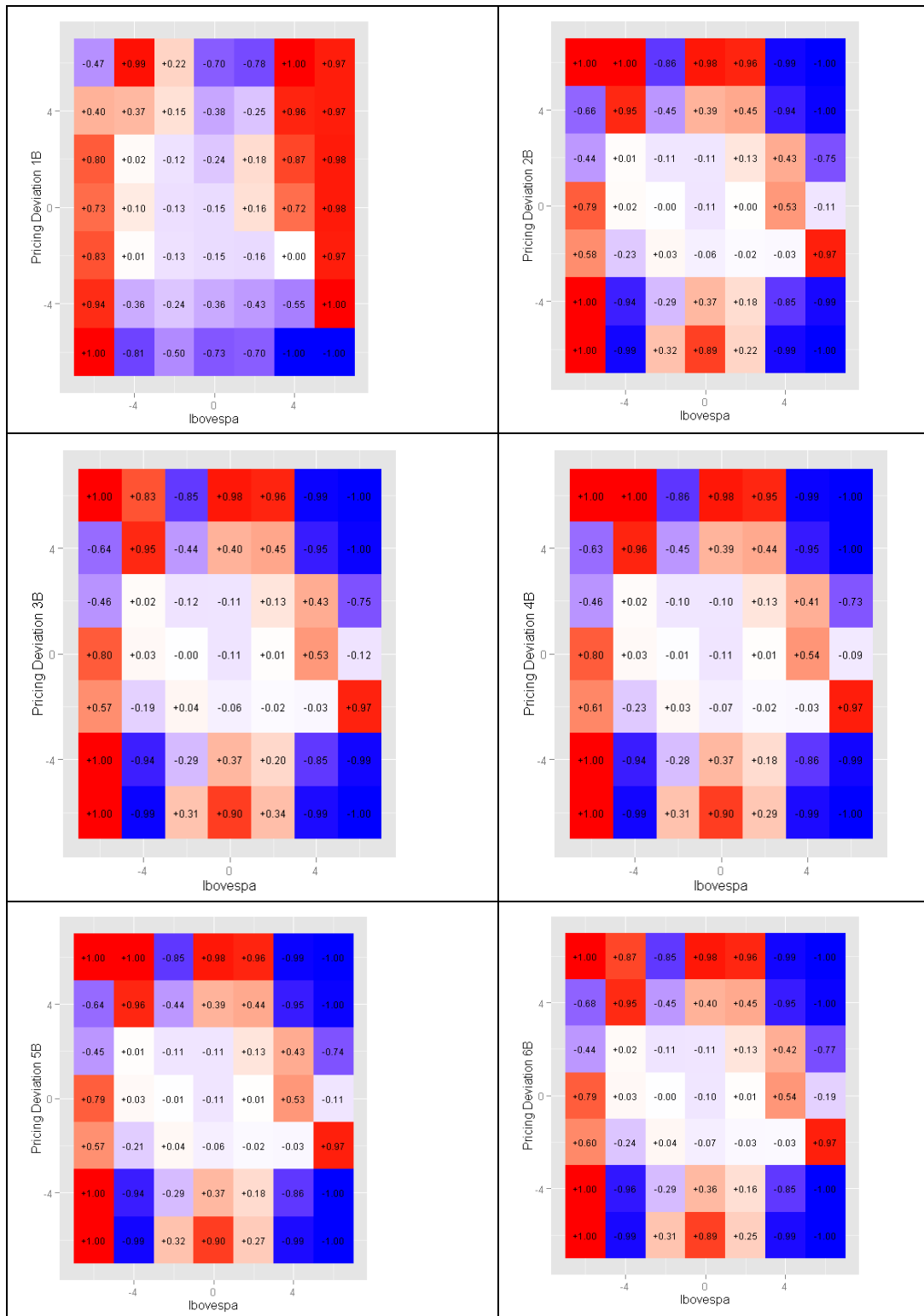
Outro resultado importante é o de que as correlações observadas no quadrante 3 são menores (negativamente) do que as observadas no quadrante 4, indicando que nos locais onde o desvio de preço é negativo, sua correlação com o Ibovespa é menor do que nos locais onde o desvio do preço é positivo. Ou seja, nos locais onde a variação do NAV é superior ao retorno dos ETFs, um aumento no Ibovespa não gera aumento na mesma proporção no desvio do preço. Este resultado é mais um indício de que o investidor prioriza investimentos em ETFs já superavaliados.

Um ponto que chama a atenção é que nos ETFs 2 a 9 as correlações do desvio do preço com os retornos positivos do Ibovespa (quadrantes 1 e 4) são inferiores às correlações do desvio do preço com os retornos negativos do Ibovespa (quadrantes 2 e 3), indicando que quando o Ibovespa sobe, o desvio do preço aumenta em menor proporção do que sua diminuição quando o Ibovespa desce. Ou seja, o desvio do preço é influenciado pelo retorno do mercado, sofrendo influência maior com retornos negativos do Ibovespa do que com retornos positivos. Este resultado responde, em grande parte, o objetivo geral deste estudo.

Novamente, o ETF1 apresenta características diferentes das dos demais ETFs. Nele, os coeficientes de correlação positiva são proporcionais aos coeficientes de correlação negativa, indicando que quando o Ibovespa aumentou, o desvio de preço aumentou em proporção similar à redução sofrida quando o Ibovespa apresentou retorno negativo. Está evidente que as correlações do desvio do preço com o Ibovespa nos quadrantes 1 e 4, neste ETF, são maiores nos outros ETFs. Provavelmente esta é a diferença primordial entre o ETF 1 e os demais: devido à sua alta exposição ao risco sistemático, ele foi capaz de aproveitar melhor os momentos em que o Ibovespa apresentou maior retorno, agregando mais valor ao cotista.

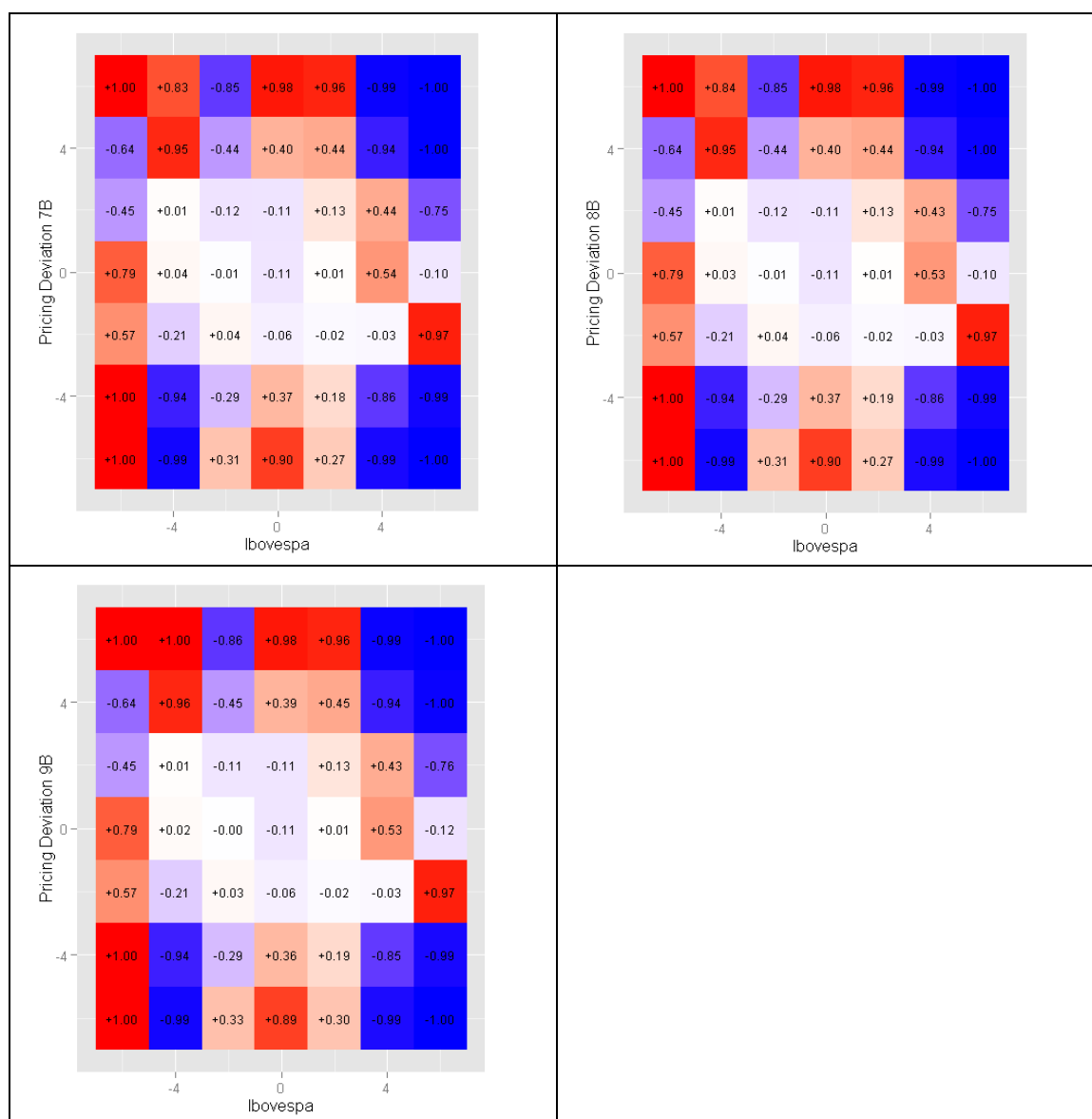
As Ilustrações 5 e 6 apresentam os coeficientes de correlação estimados entre o desvio de preço B e o retorno do Ibovespa. Os gráficos foram dispostos em duas ilustrações para facilitar a apresentação dos resultados.

Ilustração 5 – Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço B e o retorno do Mercado, para os ETFs 1 a 6, estimada pela Equação [72]



A Ilustração 5 apresenta os coeficientes estimados de correlação local entre o desvio do preço A e o retorno do mercado. O Desvio do Preço B foi especificado pela Equação [70] e a correlação local, pela Equação [72]. Para facilitar a visualização, a Ilustração foi dividida em duas partes: Ilustração 5, que apresenta os ETFs 1 a 6 e Ilustração 6, que apresenta os ETFs 7 a 9.

Ilustração 6 – Coeficientes de correlação local entre a medida de desvio do preço B e o retorno do Mercado, para os ETFs 7 a 9, estimada pela Equação [72]



A Ilustração 6 apresenta os coeficientes estimados de correlação local entre o desvio do preço A e o retorno do mercado. O Desvio do Preço B foi especificado pela Equação [69] e a correlação local, pela Equação [72]. Para facilitar a visualização, a Ilustração foi dividida em duas partes: Ilustração 5, que apresenta os ETFs 1 a 6 e Ilustração 6, que apresenta os ETFs 7 a 9.

Os coeficientes apresentados nas Ilustrações 5 e 6 evidenciam a relação da medida de desvio do preço B com o retorno do mercado. Neste caso, o desvio do preço é a parcela do retorno dos ETFs que não foi explicada pelos tradicionais modelos de precificação, representados pela regressão *stepwise* especificada na Equação [70].

Percebe-se um padrão entre as correlações locais estimadas para os ETFs 2 a 9, em que o primeiro e o quarto quadrantes apresentam coeficientes negativos. Compreende-se que

quando o Ibovespa aumenta, o excesso de retorno dos ETFs aumenta menos do que o estimado pela Equação [70], gerando desvio de preço negativo. Em consequência, há correlação negativa entre o desvio do preço dos ETFs e o retorno do Ibovespa nos locais em que o Ibovespa é positivo.

Neste ponto, o ETF 1 evidencia sua principal diferença em relação aos demais, pois em vários locais em que o excesso de retorno do Ibovespa é positivo (quadrantes 1 e 4) foi auferida correlação positiva com seu excesso de retorno. Ou seja, o desvio do preço do ETF 1 aumentou quando o Ibovespa aumentou. Possivelmente, o retorno de suas quotas foi superior ao retorno do Ibovespa nestes locais, gerando desvio do preço positivo. Em suma, foi o único ETF que conseguiu aproveitar os momentos de retorno de mercado positivos para elevar o seu retorno em maior proporção. Os dados da Tabela 10 demonstram que sua maior exposição ao risco sistemático foi fundamental para isto.

Outro efeito relevante é que, conforme dados da Tabela 12, as quotas dos demais ETFs tiveram aumento superior ao seu NAV quando o retorno do mercado foi positivo, a julgar pelos seus coeficientes angulares superiores. No entanto, o coeficiente angular do ETF 1, estimado pela Equação [69], foi mais próximo de 1, indicando que o valor de suas quotas não cresce desproporcionalmente ao seu NAV. Isto indica que os seus retornos não são oriundos de especulação de suas quotas, mas são decorrentes de seu crescimento patrimonial. Portanto, aumentos no Ibovespa fizeram com que seu valor patrimonial aumentasse em maior proporção, gerando como consequência aumento proporcional entre seu valor patrimonial e o valor de suas quotas.

No quadrante 3, verifica-se que há correlação positiva entre o retorno do mercado e o desvio de preço nos locais extremos, onde o retorno do mercado é inferior a -5. No entanto, esta correlação é negativa em locais onde o retorno do mercado é ligeiramente superior a isto. Logo, nos locais onde o retorno do mercado e o desvio do preço são extremamente negativos, ambos são positivamente correlacionados, de forma que um aumento no retorno do mercado geraria um aumento no desvio do preço.

Por exemplo, o desvio do preço negativo indicaria que um retorno do mercado gerou um retorno em um ETF aquém do previsto pelos coeficientes estimados pelo CAPM. No entanto, as evidências das Ilustrações 5 e 6 apontam que um retorno do mercado extremamente negativo teria correlação positiva próxima de 1 com o desvio de preço, indicando que a transmissão deste impacto para o retorno do ETF seria maior do que o esperado. No entanto, está lógica apenas aplica-se aos locais onde o retorno do Ibovespa é extremamente negativo, pois no local onde Ibovespa apresenta retorno de aproximadamente -

4, a correlação é negativa. No quadrante 2, as correlações extremas são positivas, indicando efeito similar ao do quadrante 3.





## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo precificar os ETFs brasileiros, verificando seu desvio do preço e quais as características da correlação local do desvio do preço com o retorno do mercado. Inicialmente, foi realizado um levantamento da literatura existente acerca de fundos de investimentos, ETFs, eficiência de mercado, modelos de precificação e estudos anteriores. Em seguida, o método foi definido, especificando os modelos que viriam a ser estimados. Por fim, o capítulo de resultados apresentou os coeficientes estimados e discutiu suas implicações práticas.

O modelo tradicional de precificação de ativos é o CAPM, que evoluiu a partir da relação entre risco e retorno delineada por Markowitz (1952), culminando no modelo discutido por Sharpe (1966), Treynor (1965), Lintner (1965) e Mossin (1966). A primeira aplicação em fundos de investimentos veio com Jensen (1967).

No entanto, a precificação baseada unicamente na relação do retorno dos fundos com o retorno do mercado foi questionada, destacando-se Fama (1963), Fama (1965a), Fama (1965b), Fama (1969) e Fama (1976). A validade do CAPM é relativizada se não houver evidências de que o mercado se comporta de maneira eficiente. Neste sentido, Fama (1976) e Fama (1991) definem três formas de eficiência de mercado: fraca, semi-forte e forte. Embora existam críticas ao CAPM baseadas na não-comprovação das hipóteses de eficiência, elas não são suficientes para rejeitá-las completamente, além de que há evidências que apontam que as ineficiências encontradas não são suficientes para obtenção de ganhos significativos e/ou longevos.

Grande parte da literatura dedicou-se a elaborar complementações do CAPM, de forma a precificar outros riscos além do sistemático, na tentativa de reduzir os efeitos gerados por fatores relacionados à discussão contra a hipótese de eficiência. Destacam-se, entre eles, os modelos que incorporam momentos superiores (MILLER e SCHOLLES, 1972; KRAUS e LITZENBERGER, 1976; LEE, 1977; ANG e CHUA, 1979), o modelo de quatro-fatores (FAMA e FRENCH, 1992; FAMA e FRENCH, 1993, CARHART, 1997) e o modelo APT (ROSS, 1976; CHEN, ROLL e ROSS, 1986).

Efeitos como o tamanho e práticas diferenciadas (Governança Corporativa, Responsabilidade Social Empresarial e Sustentabilidade) não foram diretamente analisadas neste estudo. No entanto, é importante destacar que o ETF 1, o qual apresentou nitidamente a melhor *performance*, é o fundo que administra o maior montante entre os analisados, dando

indícios de ganho de escala. Nenhum dos nove fundos analisados utiliza como *benchmark* índices de sustentabilidade.

Embora seja vasta a literatura acerca de modelos de precificação e fundos de investimento, os ETFs representam ainda um produto pouco explorado academicamente, especialmente quando se trata de ETFs de mercados em desenvolvimento. Além disto, os ETFs introduzem uma nova dimensão: suas cotas são precificadas pelo mercado, diferenciando-se do seu valor patrimonial, ao contrário dos fundos de investimento tradicionais que tem marcação a mercado, ou seja, o retorno de suas cotas é exatamente o retorno de sua carteira. Este aspecto, que assemelha os ETFs às ações, por exemplo, retoma a discussão acerca da eficiência de precificação.

Charupat e Miu (2012) definem que esta discussão se concentra em três esferas: (i) eficiência de precificação, (ii) habilidade de *tracking/performance* e (iii) efeitos nos ativos das carteiras. A eficiência de precificação é analisada como uma relação entre o retorno dos ETFs e o seu retorno patrimonial, enquanto o *tracking error/performance* é uma relação entre o retorno patrimonial e o retorno do *benchmark*, sendo similar a uma medida de eficiência operacional. Porém, suas medidas ainda não estão consolidadas e foram discutidas na seção 3.5.

Neste trabalho, foi analisada a precificação de ETFs através de modelos consolidados; seu desvio de preço; a relação do seu desvio do preço com o retorno do mercado. A estimação de diversos modelos de precificação evidenciou que há outros fatores que influenciam o retorno dos ETFs, além do risco sistemático, embora este seja a maior influência.

Ressalta-se que os principais fatores adicionais que influenciam os ETFs, além do risco sistemático previsto pelo CAPM, são a co-curtose e o SMB. Para finalizar a etapa de precificação, foi estimada uma regressão *stepwise*, conforme Equação [70], incluindo todos os fatores dos modelos CAPM, CAPM com momentos superiores, de quatro fatores e APT como independentes. Esta última estimação confirmou que a co-curtose e o SMB geram coeficientes significativos, contribuindo para explicar o retorno de todos os ETFs.

Em seguida, foi estimada a Equação [69], que visa explicar os retornos dos ETFs pelos seus NAVs. Todas as estimações demonstraram que o retorno das quotas dos ETFs é muito próximo do retorno de sua carteira, ou seja, do seu NAV, demonstrando que o investidor é atento na sua precificação. Ressalta-se que o ETF1 apresentou características diferenciadas dos demais, as quais se tornam particularmente evidentes na análise dos coeficientes gerados pelas Equações [69] e [70].

Por fim, foi estimada a correlação local do desvio de preço, ou seja, dos resíduos gerados pelas Equações [69] e [70], com o retorno do mercado, através do método da correlação local. Estes resíduos foram denominados de desvio do preço A e B, respectivamente, para facilitar a redação. A correlação local baseia-se no método desenvolvido por Tjostheim e Hufthammer (2013) e é apresentada como uma alternativa a correlação condicional, conforme Equação [72].

Os coeficientes de correlação local entre o Desvio do Preço A e o retorno do mercado demonstram que quanto maior for o retorno do Ibovespa, maior será a variação do desvio de preço. No entanto, verificou-se também que nos locais onde o retorno do Ibovespa é negativo, o desvio do preço é menor, provavelmente porque nas situações de mercado em queda o investidor fica mais atento ao valor patrimonial do ETF ao precificá-lo. Pode-se afirmar que o retorno positivo do mercado aumenta o desvio do preço.

Os resultados também geram indícios de que os investidores priorizem investimentos em ETFs superavaliados, pois percebe-se que nos locais em que o retorno do Ibovespa é positivo e o desvio de preço é negativo, a correlação é menor do que nos locais em que o retorno do Ibovespa é positivo e o desvio de preço é positivo. Além disto, nos locais onde o NAV é superior ao valor das quotas dos ETFs, um aumento no Ibovespa não gera aumento na mesma proporção no desvio do preço. Uma possível razão para isto é o fato que as análises de investimento frequentemente baseiam-se no retorno passado.

Outra conclusão interessante aponta que quando o Ibovespa sobe, o desvio do preço aumenta em menor proporção do que sua diminuição quando o Ibovespa desce. Ou seja, o desvio do preço é influenciado pelo retorno do mercado, sofrendo influência maior com retornos negativos do Ibovespa do que com retornos positivos.

Estes resultados respondem, em grande parte, o problema deste estudo, mas não sem trazer novos questionamentos. É possível que o investidor acredite que os ETFs carreguem um "valor fundamental", como discutido por Fama (1965b; 1991)? Se assim for, nos momentos críticos o investidor observa mais atentamente este valor e utiliza-o como critério de precificação. No entanto, como ressaltado por Fama (1965b), num mundo de incertezas, este valor não seria conhecido. Sempre pode haver desacordo entre os indivíduos, pois a percepção de valor intrínseco pode ser diferente. Estes desacordos se manifestariam no mercado na forma de ruídos, os quais podem estar ligados a fatores a serem precificados. Neste sentido, Fama (1969) criticou Markowitz (1952) e o CAPM, argumentando que sua validade limita-se a mercados eficientes, pois o valor de ativos pode ser precificado por

causas extrínsecas ao risco<sup>19</sup>. Este entendimento induz a noção de que o modelo poderia ser melhorado com a adição de variáveis de precificação, o que foi largamente praticado nos anos seguintes às publicações iniciais de Fama. Como já mencionado, este estudo realizou um apanhado dos modelos alternativos/complementares ao CAPM, culminando na Equação [70].

A Equação [70] demonstrou que além da co-variância, os ETFs são influenciados pela co-curtose e pelo fator SMB, corroborando que o risco sistemático não é o seu único fator de precificação. Os efeitos relacionados à curtose dos retornos já haviam sido analisados por Fama (1963; 1965b) e o fator SMB é oriundo do estudo de Fama e French (1993), evidenciando as contribuições que Fama e as discussões acerca da eficiência de mercado tiveram nos modelos de precificação.

O erro da Equação [70], conforme já mencionado, é tratado neste trabalho como a medida de Desvio do Preço B, sendo o passo seguinte a verificação da sua correlação local com o retorno do mercado, novamente através da Equação [72].

Com a estimação da Equação [72], verificou-se um padrão entre as correlações locais estimadas para os ETFs 2 a 9, em que o primeiro e o quarto quadrantes apresentam coeficientes negativos, especialmente nos pontos extremos. Compreende-se que quando o Ibovespa aumenta, o excesso de retorno dos ETFs aumenta menos do que o estimado pela Equação [72], gerando desvio de preço negativo. Em consequência, há correlação negativa entre o desvio do preço dos ETFs e o retorno do Ibovespa nos locais em que o Ibovespa é positivo.

Outro ponto importante foi observado no segundo e no terceiro quadrante da matriz de correlação local entre o Desvio do Preço B e o retorno do mercado: há correlação positiva entre o retorno do mercado e o desvio de preço nos locais extremos, onde o retorno do mercado é inferior a -5%. No entanto, esta correlação é negativa em locais onde o retorno do mercado é ligeiramente superior a isto. Logo, nos locais onde o retorno do mercado e o desvio do preço são extremamente negativos, ambos são positivamente correlacionados, de forma que uma queda acentuada no retorno do mercado geraria queda acentuada no desvio do preço no terceiro quadrante, onde o desvio do preço é negativo; uma queda acentuada no retorno do mercado geraria aumento acentuado no desvio do preço no segundo quadrante, onde o desvio do preço é positivo.

Na região central, a correlação local é próxima de zero em uma considerável amplitude de valores, evidenciado que o efeito do retorno do mercado sobre o desvio do preço

---

<sup>19</sup> Como risco, nesta situação, compreende-se a covariância do retorno do ativo com o retorno do mercado, conhecida como risco sistemático no CAPM.

somente acontece em locais extremos. Uma explicação possível é a de que nas situações em que os retornos do mercado não são extremos, o modelo especificado pela Equação [72] explica suficientemente os retornos dos ETFs, de forma que o resíduo da estimação não possua correlação com o retorno do mercado ou de outros fatores ligados ao mercado. Esta não dependência do resíduo em relação ao retorno do mercado pode estar ligado ao fato de que a Equação [72] gerou coeficientes significativos para a co-curtose, limpando os resíduos. Estes resultados reforçam que o retorno dos ETFs é influenciado pela co-curtose e pelo fator SMB de maneira relevante, além do retorno do Ibovespa.

Este trabalho, além de contribuir com a explicação dos ETFs brasileiros, abre precedentes para pesquisas posteriores. Sugere-se que o desvio de preço resultante da diferença entre o retorno do ETF e do seu NAV seja explorado em maior profundidade, possivelmente analisando nele a influência de outros fatores de precificação. Também sugere-se que sejam analisados os possíveis efeitos das diferentes escalas de tempo no desvio do preço.

Como limitações do trabalho, pode-se citar a pequena quantidade de ETFs existentes no Brasil e o fato que ainda se encontram em sua juventude, com relativamente baixas quantidade de quotas negociadas.

## REFERÊNCIAS

- ABHAKORN, Pongrapeeporn.; SMITH, Peter N.; WICKENS, Michael R. What do the Fama-French factors add to C-CAPM? **Journal of Empirical Finance**, v. 22, p. 113-127, 2013.
- ABNER, David J. **The ETF Handbook: How to value and trade Exchange-Traded Funds**. 1ª ed., Wiley & Sons Inc, New Jersey: 2010.
- ACKERT, Lucy F.; TIAN, Yisong S. Arbitrage, Liquidity, and the Valuation of Exchange-Traded Funds. **New York University Salomon Center, Financial Markets, Institutions & Instruments**, v. 17, n. 5, 2008.
- AGAPOVA, Anna. Conventional mutual index funds versus Exchange-traded funds. **Journal of Financial Markets** v. 14, p. 323-343, 2011.
- ALEXANDER, Carol O. Optimal hedging using cointegration. **Philosophical Transactions of the Royal Society**, A357, 2039-2058, 1999.
- ALEXANDER, C. BARBOSA, A. Hedging Index Exchange-traded funds. **Journal of Banking and Finance** v. 32, p. 326-337, 2008.
- ALEXANDER, Sidney S. Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Wlks. **Industrial Management Review**, v. 2, p. 7-26, 1961.
- ALMEIDA, Mário Augusto. Análise das Preferências dos Investidores: Uma Análise de Dados em Painéis. In: **IV Encontro Brasileiro de Finanças, 2004, Rio de Janeiro. Anais do IV Encontro Brasileiro de Finanças**. São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2004.
- AMIHUD, Y. Illiquidty and Stock Returns. **Journal of Financial Markets**, v. 5, 2002.
- ANG, James S.; CHUA, Jess H. Composite measures for the evaluation of Investment Performance. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 14, n. 2, p. 361-384, 1979.
- ARDITTI, F. D. Risk and the required return on equity. **Journal of Finance**, v.22, n. 1, p. 19-36, 1967.
- BACHELIER, Louis. **Theorie de la Speculation**. Paris: Gauthier-Villars, 1900.
- BANZ, Rolf W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics** v. 9, p. 3-18, 1981.
- BARNHART, Scott W.; ROSENSTEIN, Stuart. Exchange-Traded Fund Introductions and Closed-End Fund Discounts and Volume. **The Financial Review** n. 45, p. 973-994, 2010.
- BASU, Sanjoy. Investment Performance of commom stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. **Journal of Finance** 32, p. 663-682, 1977.

BAUER, R.; DERWALL, J.; OTTEN, R. The ethical mutual fund performance debate: new evidence from Canada. **Journal of Business Ethics**, p. 111–124, 2007.

BEKAERT, G., HARVEY, C. Time-varying world market integration. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 2, p. 403–444, 1995.

BERK, Jonathan; STANTON, Richard. Managerial Ability, Compensation, and the Closed-End Fund Discount. **The Journal of Finance**, v. 62, n. 2, 2007.

BHANDARI, Laxmi Chand. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. **Journal of Finance**, v. 43, p. 507-528, 1988.

BIALKOSKI, Jędrzej. OTTEN, Roger. Emerging Market Mutual Fund Performance: Evidence for Poland. **North American Journal of Economics and Finance**, v. 22, p. 118-130, 2011.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444-454, 1972

BLACK, Fisher; JENSEN, Michael C.; SCHOLES, Myron. The Capital Asset Pricing Model: Some empirical tests. **Studies in the Theory of Capital Markets**, Praeger Publishers Inc., 1972.

BLITZ, David; HUIJ, Joop. Evaluating the performance of global emerging markets equity exchange-traded funds. **Emerging Markets Review**, v. 13, p. 149-158, 2012.

BLITZ, David; HUIJ, Joop; SWINKELS, Laurens. The performance of European Index Funds and Exchange-Traded Funds. **European Financial Management**, v. 18, n. 4, p. 649-662, 2012.

BODIE, Zvi; KANE, Alex; MARCUS, Alan J. **Finance**. New York: McGraw-Hill, 2003.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedacity. **Journal of Econometrics**, v. 53, p. 307-327, 1986.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. An Analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B**, v. 26, p. 211-243, 1964.

BOWEN, H. **Responsabilidade social do homem de negócios**. Rio de Janeiro: Civilização, 1957.

BREALEY, R.A.; MYERS, S.C. **Principles of corporate finance**. 7. ed. New York: McGraw-Hill, 2003.

BROOKS, Chris. **Introductory Econometrics for Finance**. 2<sup>a</sup> ed. New York: Cambridge University Press, 2008.

BURMEISTER, E.; ROLL, R.; ROSS, S. **A Practitioner's Guide to Arbitrage Pricing Theory**. In: *A Practitioner's Guide to Factor Models*, Charlottesville: The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts, 1994.

CALDEIRA, João F.; MOURA, Guilherme V. SANTOS, André A. P. Seleção de Carteiras Utilizando o Modelo Fama-French-Carhart. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 1, p. 45-65, 2013.

CALLADO, Antônio André Cunha; CALLADO, Aldo Leonardo Cunha; MÖLLER, Horst Dieter; LEITÃO, Carla Renata Silva. Relações entre os Retornos das Ações e Variáveis Macroeconômicas: Um estudo entre empresas do setor de alimentos e bebidas através de modelos APT. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, v. 5, n. 1, 2010.

CAO, Qing; LEGGIO, Karyl B.; SCHNIEDER JANS, Marc J. A comparison between Fama and French's model and artificial neural networks in predicting the Chinese stock Market. **Computers & Operations Research**, v. 32, p. 2499-2512, 2005.

CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, vol. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.

CARROLL, A. Corporate Social Responsibility Evolution of a Definitional Construct. **Business & Society**, v. 38, n. 3, p. 268-295, 1999.

CASTRO JÚNIOR, Francisco Henrique Figueiredo; ZWICKER, Ronaldo; YOSHINAGA, Cláudia Emiko. Apreçamento de ativos com coassimetria e cocurtose com dados em painel. In: **IX Encontro Brasileiro de Finanças, 2009, São Leopoldo. Anais do IX Encontro Brasileiro de Finanças**. São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2009.

CAVALCANTI, L.R.; BRUNI, A.L.; COSTA, F.J. Sustentabilidade empresarial e valor da empresa: um estudo de eventos no mercado brasileiro de ações. In: **XXXII ENCONTRO DA ANPAD, 2008, Rio de Janeiro. Anais do XXXII ENCONTRO DA ANPAD**. Rio de Janeiro: ANPAD, 2008.

CERETTA, P.S; BARBA, F.G.; CASARIN, F.; KRUEL, M.; MILANI, B. Desempenho financeiro e a questão dos investimentos sócio-ambientais, **RGSA – Revista de Gestão Social e Ambiental**, v.3, n. 3, p. 72-84, Set- Dez 2009.

CHARUPAT, Narat; MIU, Peter. The Pricing and Performance of leveraged exchange-traded funds. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, p. 966-977, 2011.

CHARUPAT, Narat; MIU, Peter. Recent Developments in exchange-traded fund literature: pricing efficiency, tracking ability, and effects on underlying securities. **Managerial Finance**, v. 39, n. 5, p. 427-443, 2012.

CHARUPAT, Narat; MIU, Peter. The pricing efficiency of leveraged exchange-traded funds: evidence from the U.S. Markets. **The Journal of Financial Research**, v. 36, n. 2, p. 253-277, 2013.

CHEN, J.; HONG, H.; HUANG, M.; KUBIK, J.D. Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization. **The American Economic Review**, v. 94, n. 5, p. 1276-1302, 2004.



CHEN, Li-Wen.; CHEN, Fan. Does concurrent management of mutual and hedge funds create conflicts of interest? **Journal of Banking and Finance** n. 33, p. 1423-1433, 2009.

CHEN, Long; ZHANG, Lu. A Better Three Factor Model That Explains more Anomalies. **The Journal of Finance**, v. 65, n. 2, 2010.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and the stock market. **The Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.

CHERRY, Josh. The Limits of Arbitrage: Evidence from Exchange Traded Funds. **SSRN**, 2004. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=628061> ou <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.628061>.

CHUNHACHINDA, Pornchai; DANDAPANI, Krishnan; HAMID, Said; PRAKASH, Arun J. **Journal of Banking and Finance**, v. 21, p. 143-167, 1997.

CICCOTELLO, C. S.; GRANT, C. T.; Equity fund Size and growth: implications for performance and selection. **Financial Services Review**, v. 5, n. 1, p. 1-12, 1996.

COASE, Ronald. The Nature of the Firm. **Economica**, n. 4, November. 1937.

CONRAD, Jennifer; KAUL, Gautam. Time-variation in expected returns. **Journal of Business**, v. 61, p. 409-425, 1988.

COOTNER, Paul. **The Random Character of Stock Market Prices**. Cambridge: MIT, 1964.

COOTNER, Paul. Stock Prices: Random vs. Systematic Changes. **Industrial Management Review**, v. 3, p. 24-45, 1962.

COSTA, N. Jr.; NEVES, M. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123-137, 2000.

COWLES, Alfred 3<sup>rd</sup>. Can Stock Market Forecasters Forecast? **Econometrica**, v. 1, n. 3, p. 309-324, 1933.

COWLES, Alfred 3<sup>rd</sup>. Stock Market Forecasting. **Econometrica**, v. 12, n 3/4, p. 206-214, 1944.

CRISTOPHERSON, Jon A; CARIÑO, David R; FERSON, Wayne. E. **Portfolio Performance Measurement and Benchmarking**. New York: MacGraw-Hill, 2009.

DEBONDT, Werner F. M.; THALER, Richard H. Does the stock market overreact? **Journal of Finance** v. 40, p. 557-581, 1985.

DEFUSCO, R. A.; IVANOV, S. I.; KARELS, G. V. 2011. The exchange traded funds' pricing deviation: analysis and forecasts. **Journal for Economics and Finance**, v. 35, pp. 181-197.

DELCOURE, Natalya; ZHONG, Maosen. On the premiums of iShares. **Journal of Empirical Finance**, v. 14, p. 168-195, 2007.

DING, Bill; SHAWKY, Haney A; TIAN, Jianbo. Liquidity Shocks, size and the relative performance of hedge fund strategies. **Journal of Banking and Finance** n. 33, p. 883-891, 2009.

DOAN, Phuong; LIN, Chien-Ting; ZURBRUEGG, Ralf. Pricing assets with higher moments: Evidence from the Australian and US stock markets. **Journal of International and Financial Markets, Institutions and Money**, v. 20, p. 51-67, 2010.

DRENOVAK, Mikika; UROSEVIC, Branko. Exchange-Traded Funds of the Eurozone Sovereign Debt. **Economic Annals**, v. 55, n. 187, p. 31-60, 2010.

DRENOVAK, Mikika; UROSEVIC, Branko; JELIC, Ranko. European Bond ETFs: Tracking Errors and the Sovereign Debt Crisis. **European Financial Management**, 2012.

EDELEN, Roger M.; EVANS, Richard B.; KADLEC, Gregory B. Scale Effects in Mutual Fund Performance: The Role of Trading Costs. **SSRN**, 2007. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=951367>.

ELIA, Marco. Tracking Error of Traditional and Synthetic European Exchange-Traded Funds. **SSRN**, 2012. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=2003976> ou <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2003976>

ELTON, Edwin J.; GRUBER, Martin J.; BLAKE, Christopher R. Does Mutual Fund Size Matter? The Relationship Between Size and Performance. **Review of Asset Pricing Studies**, v. 2, n.1, 2012.

ENGLE, R.F. Autoregressive conditional Heteroskedacity with the estimates of variance of the United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.

ENGLE, R.F. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. **Journal of Business and Economic Statistics** v. 20, 339–350, 2002.

ENGLE, Robert F.; SARKAR, Debojyoti Pricing Exchange Traded Funds. NYU Working Paper N. S-DRP-02-11, 2012. Disponível em **SSRN**: <http://ssrn.com/abstract=1296379>.

FAFF, Robert. An Examination of the Fama and French Three-Factor Model Using Commercially Available Factors. **Australian Journal of Management**, v. 26, n. 1, p. 1-17, 2001.

FAMA, Eugene F. Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis. **The Journal of Business**, v. 36, n. 4, p. 420-429, 1963.

FAMA, Eugene F. Tomorrow on the New York Exchange. **The Journal of Business**, v. 38, n. 3, p. 285-299, 1965.

FAMA, Eugene F. The Behavior of Stock Market Prices. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965b.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1969

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: Reply. **The Journal of Finance**, v. 31, n. 1, p. 143-145, 1976.

FAMA, Eugene F. The Information in the Term Structure. **The Journal of Financial Economics** v. 13, p. 509-528, 1984.

FAMA, Eugene F. Term Premiums in Bond Returns. **The Journal of Financial Economics**, v. 13, p. 529-546, 1984b.

FAMA, Eugene F. Term Premiums and Default Premiums in Money Markets. **The Journal of Financial Economics**, v. 17, p. 175-196, 1986.

FAMA, Eugene F. Term-Structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns. **Journal of Monetary Economics** v. 25, p. 59-76, 1990.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, Eugene F. Market Efficiency, long-term returns, and behavioral finance. **Journal of Financial Economics** v. 49, p. 283-306, 1998.

FAMA, Eugene F.; BLUME, Marshall E. Filter Rules and Stock Market Trading. **The Journal of Business**, v. 39, n. 1, p. 226-241, 1966.

FAMA, Eugene F.; FISHER, Lawrence; JENSEN, Michael C.; ROLL, Richard. The Adjustment of Stock Prices to New Information. **International Economic Review**, v. 10, 1969.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth. The cross-section of expected stock returns, **Journal of Finance**, v. 47, n.2, p. 427-465, 1992.

FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 5, p. 1947-1958, 1996.

FAMA, Eugene F. FRENCH, Kenneth R. Value Versus Growth: The international Evidence. **Journal of Finance**, v. 53, v. 6, p. 1975-999, 1998.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. The Value Premium and the CAPM. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 5, p. 2163-2185, 2006a.

- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Profitability, investment and average returns. **Journal of Financial Economics** v. 82, p. 491-518, 2006b.
- FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.
- FANG, Hsing; LAI, Tsong-Yue. Co-curtosis and Capital Asset Pricing. **The financial Review**, v. 32, n. 2, p. 293-307, 1997.
- FARIAS, Aquiles; ORNELAS, José Renato Haas; SILVA JUNIOR, Antonio Francisco Almeida. Accounting for Skewness in Performance Evaluation of Brazilian Mutual Funds. **Banking and Finance Review**, v. 1, p. 119-132, 2009.
- FERSON, Wayne E.; SCHADT, Rudi W. Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 2, p. 425-461, 1996.
- FISHER, Irving. **The Theory of Interest**. Nova York: The Macmillan Co., 1930.
- FISHER, Lawrence. Some new stock-market indexes. **Journal of Business** v. 39, p. 191-225, 1966.
- FOYE, James; MRAMOR, Dusan; PAHOR, Marko. A Reespecified Fama-French Three-Factor Model for the New European Union Member States. **Journal of International Financial Management & Accounting**, v. 24, n. 1, p. 3-25, 2013.
- FORTUNA, Eduardo. **Mercado Financeiro: Produtos e Serviços**. 17 ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2008.
- FRACASSO, Laís Martins. **Validação da APT (Arbitrage Pricing Theory) na conjuntura da economia brasileira**. Monografia da escola de administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, 2009.
- FREEMAN, R.E. **Strategic management: a stakeholder approach**. Boston: Pitman, 1984.
- GARCIA, René; BONOMO, Marco. Test of conditional asset pricing models in the Brazilian Stock Market. **Journal of International Money and Finance**, v. 20, p.71-90, 2001.
- GALLAGHER, David R.; SEGARA, Reuben. The performance and trading characteristics of exchange-traded funds. **Working Paper**, The University of New South Wales, 2005.
- GASTINEAU, Gary L.; KRITZMAN, Mark P. **Dictionary of Financial Risk Management**. 3<sup>a</sup> ed. Swiss Bank Corporation: Nova York, 1999.
- GAY, Robert D. Jr. Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India and China. **International Business & Economics Research Journal**, v. 7, n. 3, p. 1-8, 2008.
- GARG, Swati; SINGH, Y. P. An empirical comparison of ETFs and index funds performance in India. **International Journal of Applied Financial Management Perspectives**, v. 2, n. 3, p. 578-589, 2012.

GAUNT, Clive. Size and book to market effects and the Fama French three factor asset pricing model: evidence from the Australian stockmarket. **Accounting and Finance**, v. 44, p. 27-44, 2004.

GODFREY, Michael D.; GRANGER, C. W. J.; MORGENSTER, O. The Random Walk Hypothesis of Stock Market Behaviour. **Kyklos**, v. 17, p. 1-30, 1964.

GRANGER, C. W. J.; MORGENSTERN, O. Spectral Analysis of New York Stock Market Prices. **Kyklos**, v. 16, p. 1-27, 1963.

GRIFFIN, John M. Are the Fama and French Factors Global or Country Specific? **The Review of Financial Studies**, v. 15, n. 3, p. 783-803, 2002.

GRINBLATT, Mark; TITMAN, Sheridan. "Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings". **Journal of Business**, v. 62, n. 3, p. 393-416, 1989.

GRINBLATT, Mark; TITMAN, Sheridan. A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 29, n. 3, 1994

GUTIERREZ, Jose A; MARTINEZ, Valeria; TSE, Yiuman. Where does return and volatility come from? The case of Asian ETFs. **International Review of Economics and Finance**, v. 18, p. 671-679, 2009.

HASAN, Zobaer; KAMIL, Anton Abdulbasah; MUSTAFA, Adli; BATEN, Azizul. An Empirical Analysis of Higher Moment Capital Asset Pricing Model for Bangladesh Stock Market. **Modern Applied Science**, v. 7, n. 5, 2013.

HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalised Method of Moments Estimators. **Econometrica**, v. 50, p. 1029-1053, 1982.

HARPER, Joel T.; MADURA, Jeff; SCHNUSENBERG, Oliver. Performance comparison between exchange-traded funds and closed-end country funds. **Int. Fin Markets, Inst. and Money** v. 16, p. 104-122, 2006.

HARVEY, Campbell R.; SIDDIQUE, Akhtar. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 3, p. 1263-1265, 2000.

HEANEY, Richard A. Australian Equity Mutual Fund Size Effects. **Accounting & Finance**, v. 48, n. 5, p. 807-827, 2008.

HENDRICKS, Darryll; PATEL, Jayendu; ZECKHAUSER, Richard. Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of performance, 1974-88. **Journal of Finance**, v. 48, p. 93-130, 1993.

HOTI, S.; MCALEER, M.; PAUWELS, L.L. Multivariate Volatility in environmental finance. **Mathematics and Computing in Simulation**. v. 78, p. 189-199, 2008.

HUANG, Mei-Yueh; LIN, Jun-Biao. Do ETFs provide effective international diversification? **Research in International Business and Finance**, v. 25, p. 335-344, 2011.

HUGHEN, J. Christopher; MATHEW, Prem G. The efficiency of international information flow: Evidence from the ETF and CEF prices. **International Review of Financial Analysis**, v. 18, p. 40-49, 2009.

INCI, A. Can; LI, H. C.; MCCARTHY, Joseph. Financial Contagion: a local correlation analysis. **Research in International Business and Finance**, v. 25, p. 11-25, 2011.

JARES, Timothy E.; LAVIN, Angeline M. Japan and Hong Kong Exchange-Traded Funds (ETFs): Discounts, Returns and Trading Strategies. **Journal of Financial Services Research** v. 25, n. 1, p. 57-69, 2004.

JARQUE, Carlos. M.; BERA, Anil K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, n. 6, v.3, p. 255–259, 1980.

JEGADEESH, N; TITMAN, S. An analysis of quarterly portfolio holdings. **The Journal of Business**, v. 62, n. 3, p. 393-416, 1989.

JEGADEESH, N. TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.

JENSEN, M. C. The performance of mutual funds in the period of 1945-1964. **Journal of Finance**, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1967.

JENSEN, M. C. Value maximization, stakeholder theory, and the corporate objective function. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 14, n. 3, p. 7–21, 2001.

JIANG, Yuexiang; GUO, Feng; LAN, Tianjian. On the Pricing Efficiency of China's ETF Market. **The Chinese Economy**, 2010.

JUBERT, R. W.; MONTE, P. A.; PAIXÃO, M. C. S.; LIMA, W. H. Um estudo do padrão de volatilidade dos principais índices financeiros do Bovespa: uma aplicação de modelos ARCH. **UnB Contábil**, v. 11, n. 1-2, p. 221-239, 2008.

KHOTARI, S. P.; SHANKEN, Jay; SLOAN, Richard G. Another look at the cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 50, p. 185-224, 1995.

KOEKEBAKKER, Steen; ZAKAMOULINE, Valeri. Portfolio performance evaluation with generalized Sharpe ratios: beyond the mean and variance. **Journal of Banking and Finance** 33, p. 1242-1254, 2009.

KON, Stanley J.; JEN, Frank C. The Investment Performance of Mutual Funds: An empirical investigation of timing, selectivity and market efficiency. **The Journal of Business**, v. 52, n. 2, p. 263-289, 1979.

KRAUS, A. K.; LITZENBERGER, R. H. Skewness preference and the valuation of risky assets. **Journal of Finance**, v. 31, n. 4, p. 1085-1100, 1976.

KREANDER, N.; GRAY R. H.; POWER D. M.; SINCLAIR C. D. Evaluating the performance of ethical and non-ethical funds: a matched pair analysis. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 32, n. 7-8, p. 1465-1493, 2000.

KUDE, Berenice. **A precificação de ativos através da Arbitrage Pricing Theory no mercado de capitais brasileiro**. Dissertação de mestrado da escola de administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre, 1998.

KUO, Tzu-Wei; MATEUS, Cesario. The performance and persistence of Exchange-Traded Funds: Evidence from iShares MSCI country-specific ETFs. In: **European Financial Management Association 2007 Annual Meetings**, 2007.

LAI, Ming-Ming. LAU, Siok-Hwa. Evaluating Mutual Fund Performance in an emerging Asian economy: The Malaysian Experience. **Journal of Asian Economics**, v. 21, p. 378-390, 2010.

LAKONISHOK, Josef; SHAPIRO, Alan C. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock Market returns. **Journal of Banking and Finance**, v. 10, p. 115-132, 1986.

LATZKO, D. A. Economies of scale in mutual fund administration. **Journal of Financial Research**, v. 22 n. 3, p. 331-339, 1999.

LEAL, R. P. C. Uma ilustração da implementação do APT para carteiras de ações de valor e de crescimento brasileiras. **REAd**, ed. 40, v. 10, n. 4, 2004.

LEE, C. F. Functional Form, skewness effect and the risk-return relationship. **Journal of financial and quantitative analysis**, v. 12, n. 1, p. 55-72, 1977.

LENCIONE, Maria Angélica C. Modelos de precificação. **THESIS**, v. 1, n. 3, p. 26-50, 2005.

LEVY, A. LIEBERMAN, O. Overreaction of country ETFs to US Market returns: Intraday vs. Daily horizons and the role of synchronized trading. **Journal of Banking and Finance**, v. 37, p. 1412-1421, 2013.

LIM, K. G. A new test of the three moment capital asset pricing model. **Journal of financial and quantitative analysis**, v. 24, p. 205-216, 1989.

LIN, Andy; CHOU, Anthony. The Tracking Error and Premium/Discount of Taiwan's first exchange-traded fund. **Web Journal of Chinese Management Review**, v. 19, n. 3, 2006.

LINTNER, John. The Valuation of Risk Assets and the Selections of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

LINTNER, John. Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. **Journal of Finance**, v. 20, p. 587, 616, 1965.

LO, Andrew W.; MACKINLAY, Craig. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, v. 1, p. 41-66, 1988.

MANDELBROT, Benoit. The variation of certain speculative prices, **Journal of Business**, 36, 394-419, 1963.

MARSHALL, Ben. R., NGUYEN, Nhut. H. VISALTANACHOTI, Nuttawat. ETF arbitrage: Intraday evidence. **Journal of Banking and Finance**, v. 37, p. 3486-3498, 2013.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v. 7. n.1, 1952.

MARTINEZ, Valeria; TSE, Yiuman; KITTIKARASAKUN, Jullavut. Volatility, Trade Size, and order imbalance in China and Japan Exchange-Traded Funds. **Journal of Economical Finance**, v. 37, p. 293-307, 2013.

MERTON, R. C. An Intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, n. 41, v. 5, p. 867-887, 1973.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Avaliação da Performance de Fundos de Investimento: a história do pensamento atual. **Estudo & Debate**, v. 19, n. 1, p. 91-112, 2012a.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Tamanho e Rentabilidade dos Fundos brasileiros de Investimento em ações. **Revista Alcance**, v. 19, n. 4, p. 461-475, 2012b.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Do Brazilian REITs depend on Real Estate Sector Companies or Overall Market? **Economics Bulletin**, v. 33, n. 4, p. 2948-2957, 2013a.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Efeito Tamanho nos Fundos de Investimento Brasileiros. **Revista de Administração da UFSM**, v. 6, n. 1, p. 119-138, 2013b.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. O modelo de precificação por arbitragem no contexto dos fundos de investimento brasileiros. **Estudos do CEPE**, n. 39, p.55-78, 2014a.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Local Correlations Between Pricing Deviation and Market Proxy of Brazilian ETFs. In: 3º Fórum Internacional Ecoinnovar, 2014, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: UFSM, 2014b. Disponível em <[www.ecoinnovar.com.br](http://www.ecoinnovar.com.br)>.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Brazilian Exchange-Traded Funds (ETFs) Pricing Efficiency: long term analysis based on Cointegration with Markov Regime Switching. **SSRN**, 2014c. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=2373520> ou <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2373520>

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Dynamic Correlation between Share returns, NAV variation and Market Proxy of Brazilian ETFs. **Engineering Economics**, v. 25, n.1, p. 21-30, 2014d.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. A influência da co-assimetria e da co-curtose no retorno de fundos de investimento brasileiros. **Estudos do CEPE**, n. 40, p. 49-77, 2014e.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Comparison Between Brazilian Exchange-Traded Funds and Mutual Funds Performance: a multiscale approach. **SSRN**, 2015a.



MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Brazilian REITS performance: an analysis of higher moments and time scales influence. **SSRN**, 2015b.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio; BARBA, Fernanda Galvão de; CASARIN, Fernando. Fundos de Investimento brasileiros: a influência dos momentos superiores na avaliação de desempenho. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, v. 12, n. 36, p. 289-303, 2010.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sérgio; RIGHI, Marcelo Brutti. A performance dos fundos de investimento analisada sob a ótica da cointegração e dos regimes de Markov. In: Seminários em Administração, XV, 2012, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2012a, CD-ROM.

MILANI, Bruno; DIAS, Valéria da Veiga; MENEZES, Uiara Gonçalves de; CERETTA, Paulo Sérgio. Fundos de Investimento: Gestão sustentável gera retorno? In: 1º Fórum Internacional Ecoinnovar, 2012, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: UFSM, 2012b. Disponível em <[www.ecoinnovar.com.br](http://www.ecoinnovar.com.br)>.

MILANI, Bruno; RIGHI, Marcelo Brutti; CERETTA, Paulo Sérgio; DIAS, Valéria da Veiga. Práticas de sustentabilidade, governança corporativa e responsabilidade social afetam o risco e o retorno dos investimentos? **Revista de Administração da UFSM**, v. 5, Edição Especial, p. 667-682, 2012c.

MILLER, M; SCHOLLES, M. **Rates of Returns in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings**. Studies in the Theory of Capital Markets. New York: Praeger, 1972.

MINARDI, A. M. A. F. e CASTRO, B. R. Comparação do desempenho dos fundos de ações ativos e passivos. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 7, n. 2, p. 143-161, 2009.

MORENO, D.; RODRÍGUEZ, R. The value of coskewness in mutual fund performance evaluation. **Journal of banking and Finance**. v. 33, p. 1664-1676, 2009.

MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

MUSSA, A.. SANTOS, J. O.; FAMÁ, R. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. **Revista de Gestão**, v. 19, n. 3, p. 431-447, 2012.

ODURO, Richard.; ADAM, Anokye M. Testing the Validity of Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Theory (APT) in the Ghana Stock Exchange. **GRP International Journal of Business and Economics**, v. 1, n. 2, p. 159-184, 2012.

OLIVEIRA, Gilson Alves de; PACHECO, Marcelo Marques. **Mercado Financeiro: Objetivo e Profissional**. – São Paulo: Editora Fundamento Educacional, 2010.

OLIVEIRA FILHO, Edson Carvalho. **Desempenho de Fundos de Investimento em Ações Brasileiros**. Dissertação de mestrado da escola de administração de empresas da fundação Getúlio Vargas (FGV), Rio de Janeiro, 2008.

ORTAS, E.; MONEVA, J.M.; SALVADOR, M. Conditional Volatility in Sustainable and traditional stock exchange indexes: analysis of the Spanish Market. **Globalization, Competitiveness & Governability**, v. 4, n. 2, 2010.

OSBORNE, M. F. M. Brownian Motion in the Stock Market. **Operations Research**, v. 7, p. 145-173, 1959.

PEARSON, E. S.; MERRINGTON, M. An approximation to the distribution of noncentral  $t'$ , **Biometrika**, v. 45, p. 484-491, 1958.

POTERBA, James; SUMMERS, Lawrence. Mean Reversion in stock prices: Evidence and implications. **Journal of Financial Economics**, v. 22, p. 27-59, 1988.

PRASANNA, P. Krishna. Performance of Exchange-Traded Funds in India. **International Journal of Business and Management**, v. 7, n. 23, 2012.

PREMARATNE, Gamini; BERA, Anil K., Modeling. Asymmetry and Excess Kurtosis in Stock Return Data. **Illinois Research & Reference Working Paper** n. 00-123. Disponível em: SSRN: <http://ssrn.com/abstract=259009>.

RABELO, S. S. T.; ROGERS, P.; RIBEIRO, K. C. S.; SECURATO, J. R. Performance das Melhores Práticas de Governança Corporativa no Brasil: um estudo de carteiras. **FACEF Pesquisa**, v. 10, n. 2, 2007.

RAMADAN, Zeyad S. Does leverage always mean risk? Evidence from ASE. **International Journal of Economics and Finance**, v. 4, n. 12, 2012.

REZENDE, I.A.; NUNES, J.G.; NASCIMENTO, A.P.; SALVADOR, N.; TELLES, T. Um estudo sobre o desempenho financeiro do índice BOVESPA de sustentabilidade empresarial. In: **XXXI Encontro da ANPAD**, 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2007, CD-ROM.

ROGERS, Pablo. RIBEIRO, Káren Cristina de Souza. Justificativa de se incorporar o índice de risco Brasil no modelo CAPM. In: **IV Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 2004. São Paulo, 2004.

ROMPOTIS, G. G. Actively vs. Passively Managed Exchange Traded Funds. **Aestimatio, The IEB international Journal of Finance**, v. 6, p. 116-135, 2013.

ROSENBERG, Barr; REID, Kenneth; LANSTEIN, Ronald. Persuasive evidence of market inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, v. 11, p. 9-17, 1985.

ROSS, Stephen. The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p. 341-360, 1976.

SAMUELSON, Paul A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. **Industrial Management Review**, v. 6, p. 41-49, 1965.

SARIANNIDIS, N.; GIANNARAKIS, G.; LITINAS, N. KONTEOS, G. A GARCH Examination of Macroeconomic Effects on U.S. stock market: A distinguish between the total

market index and the sustainability index. **European Research Studies Journal**, v. 13, n. 2, p. 129-142.

SCHAEFER, Alexander; MAURER, Raimond. Does Size Matter? Economies of Scale in the German Investment Industry. **Schmalenbach Business Review: SBR**, v. 65, n. 2, p. 137-172, 2013.

SCHEMBERGUE, Altamir; HILGEMBERG, Emerson Martins. Uma Aplicação do Modelo da *Arbitrage Pricing Theory* para o setor de bens industriais. **UEPG Ci. Soc. Apl.**, v. 20, n. 2, p. 159-167, 2012.

SCHOR, Adriana; BONOMO, Marco Antônio; PEREIRA, Pedro L. Valls. Arbitrage Pricing Theory (APT) e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. Rio de Janeiro: Texto para discussão nº 391 do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica, 1998. Disponível em <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td391.pdf>>.

SCHWARTZ, M., CARROLL A. Frameworks: The search for a common core in the business and integrating and unifying competing and complementary society field. **Business and Society**, v. 47, n. 2, p.148-186, 2008.

SEHGAL, Sanjay; BALAKRISHNAN, A. Robustness of Fama-French Three Factor Model: Further Evidence for Indian Stock Market. **Vision: The Journal of Business Perspective**, v. 17, n. 119, 2013.

SHAPIRO, Samuel. S.; WILK, Martin. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, n. 3, p. 591-611, 1965.

SHARPE, William F. Mutual Fund Performance. **The Journal of business**, v. 39, n. 1, p.119-138, 1966.

SHARPE, William F. The Sharpe Ratio. **Journal of Portfolio Management**, 1994.

SHIN, Sangheon; SOYDEMIR, Gokçe. Echange-traded funds, persistence in tracking errors and information dissemination. **Journal of Multinational Financial Management**, v. 20, p. 214-234, 2010.

SHUM, Pauline M. KANG, Jisok. Leveraged and Inverse ETF performance during the financial crisis. **Managerial Finance**, v. 39, n. 5, p. 476-508, 2013.

SILVEIRA, Juliane Vanessa Rippel. MILANI, Bruno. Viés de sobrevivência de Fundos de Investimento: Um estudo no mercado financeiro brasileiro. In: 3º Fórum Internacional Ecoinovar, 2014, Santa Maria. **Anais....** Santa Maria: UFSM, 2015. Disponível em <[www.ecoinovar.com.br](http://www.ecoinovar.com.br)>

SINGH, Iqbal; WADHWA, Pallavi. Study on ETFs & Index funds performance in India. **Elixir Finance Management**, v. 33, p. 2323-2327, 2011.

SORTINO, Frank; PRICE, Lee. Performance measurement in a downside risk framework. **Journal of Investing**, p. 59-65, 1994.

SOARES, Elisângela Magalhães; MILANI, Bruno. Fundos de Investimentos tradicionais e ETFs ligados a sustentabilidade, responsabilidade social e governança corporativa apresentam performance superior? In: 3º Fórum Internacional Ecoinnovar, 2014, Santa Maria. **Anais....** Santa Maria: UFSM, 2015. Disponível em <www.ecoinnovar.com.br>

SORTINO, F. A.; ROBERT, V. D. M. Downside Risk. **Journal of Portfolio Management**, v. 17, p. 27-32, 1991.

STOEVE, Bard; TJOSTHEIM, Dag; HUFTHAMMER, Karl Ove. Using Local Gaussian Correlation in a nonlinear re-examination of financial contagion. **Journal of Empirical Finance**, v. 25, p. 62-82, 2014.

SZKLO, Renato Salem. **Detectando não-linearidades nos retornos dos fundos multimercados**. Dissertação de mestrado da escola de pós-graduação em economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV), Rio de Janeiro, 2007.

TANG, Ke; WANG, Wenjun; XU, Rong. Size and Performance of Chinese mutual funds: The role of economy of scale and liquidity. **Pacific-Basin Financial Journal**, v. 20, p. 228-246, 2012.

TANG, Hongfrei; XIAOQIN, Eleanor Xu. Solving the Return Deviation Conundrum of Leveraged Exchange-Traded Funds. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 48, n. 1, p. 309-342, 2013.

TJOSTHEIM, Dag; HUFTHAMMER, Karl Ove. Local Gaussian correlation: A new measure of dependence. **Journal of Econometrics**, v. 172, p. 33-48, 2013.

TREYNOR, Jack. How to Rate Management of Investment Funds. **Harvard Business Review**, v. 43, p. 63-75, 1965.

TRIMPOP, R.M. **The psychology of risk taking behavior**. New York: Elsevier, 2004.

TSE, Yiuman; MARTINEZ, Valeria. Price discovery and informational efficiency of international iShares funds. **Global Financial Journal** v. 18, p. 1-15, 2007.

YOU, Leyuan; NGUYEN, Duong. Higher order moment risk in eficiente futures portfolios. **Journal of Economics and Business**, v. 65, p. 33-54, 2013.

WANG, Shaojun; YANG, Xiaoping; CHENG, Juan; ZHANG, Yafang; ZHAO, Peibiao. The amendment and empirical test of arbitrage pricing models. **Journal of Applied Finance & Banking**, v. 1, n. 1, p. 163-177, 2011.

WEI, K.C. J. An asset-pricing theory unifying the CAPM and APT. **Journal of Finance**, v. 43, n. 4, p. 881-92, 1988.

WERRE, M. e VAN MARREWIJK, M. Multiple Levels of Corporate Sustainability. **Journal of Business Ethics**, v. 44, p.107-119, 2003.

WILLARD, B. **The Sustainability Advantage: Seven Business Case Benefits of a Triple Bottom Line.** New Society Publishers. Gabriola Island, British Columbia: New Society, 2002.

WILSON, Mungo Ivor; POLLET, Joshua Matthew. How Does Size Affect Mutual Fund Behavior? **The Journal of Finance**, v. 63, n. 6, p. 2941-2969, 2008.

WORKING, Holbrook. Note on the correlation of first differences in a random chain. **Econometrica**, v. 28, n. 4, p. 916-918, 1960.

YANG, Jian; CABRERA, Juan; WANG, Tao. Nonlinearity, data-snooping, and stock index ETF return predictability. **European Journal of Operations Research**, v. 200, p. 498-507, 2010.