

**Eixo Temático: Estratégia e Internacionalização de Empresas**

## **PRECIFICAÇÃO DE ETFs BRASILEIROS**

### **BRAZILIAN ETFs PRICING**

Bruno Milani e Paulo Sergio Ceretta

#### **RESUMO**

O objetivo deste estudo é verificar, com base nos tradicionais modelos de avaliação de performance de fundos de investimento, quais variáveis afetam o retorno dos ETFs brasileiros. Foram estimadas regressões com base em um modelo híbrido que engloba variáveis oriundas do CAPM e de seus modelos complementares, especificamente os modelos de Momentos Superiores, Modelos de Três e Quatro Fatores e Modelo APT. Com base em dados do período entre 02/01/2009 a 31/12/2013, as conclusões evidenciam que os ETFs são influenciados pela co-curtose e pelo fator SMB, corroborando que o risco sistemático não é o seu único fator de precificação.

**Palavras-chave:** Precificação, CAPM, Momentos Superiores, Modelo de Quatro Fatores, APT.

#### **ABSTRACT**

The objective of this study is to verify, based on the traditional mutual fund performance evaluation models, which variables affect the return of Brazilian ETFs. Regressions were estimated based on a hybrid model that encompasses variables derived from the CAPM and its complementary models, specifically the models of Higher Moments, Three and Four Factor Models and APT Model. Based on data from 02/01/2009 to 12/31/2013, the conclusions show that ETFs are influenced by co-curtosis and the SMB factor, corroborating that systematic risk is not the only factor of pricing

**Keywords:** Pricing, CAPM, Higher Moments, Four Factor Model, APT.

## 1 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.

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).

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.

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.

Logo, devido às suas características de carteira de investimentos, similares às dos fundos de investimentos tradicionais, é possível utilizar os mesmos modelos para analisá-los. Considerando isto, o objetivo deste estudo é verificar, com base nos tradicionais modelos de avaliação de performance de fundos de investimento, quais variáveis afetam o retorno dos ETFs brasileiros. Pretende-se atingir este objetivo através da estimação de um modelo híbrido que contenha diversas variáveis explicativas de modelos tradicionais, estimado via regressão *stepwise*.

A Seção 2 apresentará o referencial teórico, explicando os principais modelos tradicionalmente utilizados; a Seção 3 apresentará o Método e os dados, evidenciando os procedimentos adotados neste estudo. A Seção 3 trará a análise de resultados e, por fim, a Seção 4, tecerá as considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 O CAPM

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.

Com base no modelo que viria a ser conhecido como *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), Jensen (1967) denomina a co-variância do retorno do fundo com o retorno do mercado 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.

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:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}. \quad [01]$$

Na Equação [01],  $r_{i,t}$  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,  $\alpha_j$  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.

## 2.2 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO INCORPORANDO MOMENTOS SUPERIORES

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. Kraus e Litzenberger (1976) incluíram no modelo a co-assimetria, também chamada de assimetria sistemática. 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. O modelo pode ser expresso pela Equação [02].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2(r_{M,t} - r_{f,t})^2 + \beta_3(r_{M,t} - r_{f,t})^3 + \varepsilon_{i,t}. \quad [02]$$

Na Equação [02],  $r_{i,t} - r_{f,t}$  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.

Milani e Ceretta (2014b) 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.

### 2.3 O MODELO DE TRÊS FATORES

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 que capta a razão entre o valor contábil e o valor de mercado, e a variável SMB, 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>1</sup>. O grupo L incluía 30% das ações, classificadas com baixo 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

---

<sup>1</sup> Os grupos *small*, *big*, *low*, *medium* e *high* poderiam ser traduzidos como pequeno, grande, baixo, médio e alto, respectivamente.

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. De forma simplificada, o modelo de Fama e French (1993) pode ser representado pela Equação [03].

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + SMB_t + HML_t + \varepsilon_{i,t}. \quad [03]$$

Na Equação [03],  $(R_{i,t} - R_{f,t})$  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.

## 2.4 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>2</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 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 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 [04].

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4PR1YR_{t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad [04]$$

Na Equação [04],  $(r_{i,t} - r_{f,t})$  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*

<sup>2</sup> Também conhecido como “*momentum*” e frequentemente representado pela sigla PR1YR.

*big* no período  $t$ ;  $HML_t$  é o fator *high minus low* no período  $t$ ;  $PRIYR_{t-1}$  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.

## 2.5 O MODELO DE PRECIFICAÇÃO POR 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.

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 [05].

$$r_i = E(r_i) + \beta_i F_i + \varepsilon_i. \quad [05]$$

Na Equação [05],  $r_i$  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 [06] é de fundamental importância, como segue.

$$E(r_i) \cong r_f + \beta_i \lambda_i. \quad [06]$$

Na equação [06],  $E(r_i)$  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*), conforme explicado pela Equação [07].

$$r_i = \alpha + \beta_1 r_M + \beta_2 Prod_t + \beta_3 DI_t + \beta_4 In_{I,t} + \beta_5 PR_t + \beta_6 EaT_t + \varepsilon_t. \quad [07]$$

Na Equação [07],  $r_M$  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.

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.

### 3 MÉTODO E DADOS

#### 3.1 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO

O objetivo deste estudo é verificar que variáveis afetam o retorno dos ETFs brasileiros, o que será realizado através de um modelo híbrido baseado em vários modelos tradicionais de precificação, os quais foram apresentados na Seção 2.

O modelo englobará 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 [08] representa o modelo proposto.

$$r_{ETF,t} - r_{CDI,t} = \alpha + \beta_1(r_{NAV,t} - r_{CDI}) + \beta_2(r_{M,t} - r_{CDI,t}) + \beta_3(r_{M,t} - r_{CDI,t})^2 + \beta_4(r_{M,t} - r_{CDI,t})^3 + \beta_5 SMB + \beta_6 HML + \beta_7 PR1YR + \beta_8 r_{CDI,t} + \beta_9 In_{I,t} + \beta_{10} PR_t + \beta_{11} EaT_t + \varepsilon_t. \quad [08]$$

Em que  $\varepsilon_t$  é uma medida de desvio do preço, neste estudo denominada desvio do preço B ( $PD_{B,t}$ ). A Equação [08] 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.

#### 3.2 OBTENÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Os dados utilizados neste estudo serão 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). 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 gerenciador 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.

### 3.3 CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS

Os procedimentos necessários para a construção das variáveis necessárias para o modelo estimado neste estudo incluíram a extração de dados de diversas fontes, bem como sua manipulação. Estes procedimentos serão detalhados nesta Seção.

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

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.

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

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 Economática.

Inicialmente, foram verificadas todas as ações presentes no índice Ibovespa, de janeiro de 2009 a setembro de 2013, observando a composição do índice mensal. Estas informações foram retiradas do informe técnico disposto no *site* da BM&FBovespa, totalizando 138 ações.

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. Os procedimentos adotados nestes casos geraram 12 exclusões.

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.

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 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. 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. 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.

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 enquadrou nesta situação. 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 seguir, a seção 3.3.3 explicará a construção das variáveis do próximo modelo estimado: o APT.

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

Os fatores considerados significativos para a explicação dos retornos, de acordo com Chen, Roll e Ross (1986) 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 certas limitações, 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 [09].

$$PR_t = \Delta IDKA_t - \Delta IDA_t. \quad [09]$$

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 [10].

$$r_{EAT,t} = r_{TLP,t} - r_{TCP,t-1}. \quad [10]$$

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, 3 meses), 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 [11].

$$\begin{aligned} In_{I,t} &= r_{IPCA,t} - E(I_t) \\ E(I_t) &= r_{IRF-M,t} - r_{CDI,t} \end{aligned} \quad [11]$$

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 [12].

$$r_{ETF,t} - r_{CDI,t} = \alpha + \beta_1(r_{M,t} - r_{CDI,t}) + \beta_2 r_{CDI,t} + \beta_3 In_{I,t} + \beta_4 PR_t + \beta_5 EAT_t + \varepsilon_t \quad [12]$$

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. Após a construção de todas as variáveis necessárias para a estimação dos modelos que visam explicar os retornos dos ETFs, foi necessário verificar sua estacionariedade na Seção 4.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Foram aplicados testes de estacionariedade 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 estacionariedade *Generalized Least Squares* Dickey-Fuller (ADF-GLS), Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Phillips-Perron.

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-estacionariedade. 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 quatro 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 [12], enquanto as demais variáveis serão mantidas. As séries analisadas foram constituídas de 1215 observações, em frequência diária.

#### 4.2 ESTIMAÇÃO DO MODELO PROPOSTO

A Tabela 2 apresenta os coeficientes estimados conforme Equação [12], que 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 [12] estão dispostos na Tabela 1.

Tabela 1 – Coeficientes estimados pela Equação [12]

ETF		Coeficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	R <sup>2</sup> Ajustado
ETF1	$\alpha$	0,0464	0,0111	4,1891	<b>0</b>	0,9447
	$\beta_1$	0,9796	0,0089	109,8827	<b>0</b>	
	$\beta_2$	-0,0099	0,002	-5,0656	<b>0</b>	
	$\beta_3$	-0,0024	0,0004	-6,2014	<b>0</b>	
	$\beta_5$	-0,1845	0,0143	-12,891	<b>0</b>	
	$\beta_6$	-0,0813	0,0133	-6,1366	<b>0</b>	
ETF2	$\alpha$	0,0181	0,0214	0,8451	0,3982	0,782
	$\beta_1$	0,9452	0,0178	53,0969	<b>0</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,5062	<b>0,0005</b>	
	$\beta_5$	-0,1309	0,0304	-4,3041	<b>0</b>	
ETF3	$\alpha$	0,0221	0,0214	1,0318	0,3024	0,7809
	$\beta_1$	0,942	0,0178	52,8203	<b>0</b>	
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3176	<b>0,0009</b>	
	$\beta_5$	-0,1372	0,0305	-4,5042	<b>0</b>	
ETF4	$\alpha$	0,0196	0,0214	0,9148	0,3605	0,782545
	$\beta_1$	0,9483	0,0178	53,1823	<b>0</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,5142	<b>0,0005</b>	
	$\beta_5$	-0,1347	0,0305	-4,4218	<b>0</b>	
ETF5	$\alpha$	0,0198	0,0214	0,9229	0,3563	0,7825
	$\beta_1$	0,9486	0,0179	53,1377	<b>0</b>	
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,4533	<b>0,0006</b>	
	$\beta_5$	-0,1337	0,0305	-4,3852	<b>0</b>	
ETF6	$\alpha$	0,0193	0,0214	0,9042	0,3661	0,7812

	$\beta_1$	0,9423	0,0178	52,9111	<b>0</b>	
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3935	<b>0,0007</b>	
	$\beta_5$	-0,1332	0,0304	-4,3774	<b>0</b>	
	$\alpha$	0,0204	0,0214	0,9521	0,3412	
ETF7	$\beta_1$	0,9463	0,0179	52,9933	<b>0</b>	0,7412
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3982	<b>0,0007</b>	
	$\beta_5$	-0,1357	0,0305	-4,4478	<b>0</b>	
	$\alpha$	0,0205	0,0214	0,9577	0,3384	
ETF8	$\beta_1$	0,9462	0,0179	52,9734	<b>0</b>	0,7817
	$\beta_3$	-0,0028	0,0008	-3,3718	<b>0,0008</b>	
	$\beta_5$	-0,1358	0,0305	-4,4515	<b>0</b>	
	$\alpha$	0,0187	0,0214	0,8759	0,3813	
ETF9	$\beta_1$	0,9467	0,0178	53,1519	<b>0</b>	0,7825
	$\beta_3$	-0,0029	0,0008	-3,4888	<b>0,0005</b>	
	$\beta_5$	-0,1309	0,0304	-4,3035	<b>0</b>	

Na Tabela 1,  $\beta_1$  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. 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. Interpretase que 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 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. A co-variância 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 estes últimos deixem de ser significativos.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo verificar quais variáveis afetam o retorno dos ETFs brasileiros. Inicialmente, foi realizado um levantamento da literatura existente acerca de fundos de investimentos, ETFs, modelos de precificação e estudos anteriores. Em seguida, o método foi definido, especificando o modelo que viria a ser estimado. Por fim, o capítulo de resultados apresentou os coeficientes estimados e discutiu suas implicações práticas.

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. A estimação do modelo especificado pela Equação [11] evidenciou que há outros fatores que influenciam o retorno dos ETFs, além do risco sistemático, embora este seja a maior influência.

Foi estimada uma regressão *stepwise* incluindo todos os fatores dos modelos CAPM, CAPM com momentos superiores, de quatro fatores e APT como independentes. Os resultados demonstraram 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; 1965) 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.

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

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.

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.

CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, vol. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.

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.

COSTA, N. Jr.; NEVES, M. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123-137, 2000.

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.

FAMA, Eugene F. Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis. **The Journal of Business**, v. 36, n. 4, p. 420-429, 1963.

FAMA, Eugene F. The Behavior of Stock Market Prices. **The Journal of Business**, v. 38, n. 1, p. 34-105, 1965.

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.

FANG, Hsing; LAI, Tsong-Yue. Co-curtosis and Capital Asset Pricing. **The financial Review**, v. 32, n. 2, p. 293-307, 1997.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n.1, 1952.

MERTON, R. C. An Intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, n. 41, v. 5, p. 867-887, 1973.

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. A influência da co-assimetria e da co-curtose no retorno de fundos de investimento brasileiros. **Estudos do CEPE**, n. 40, p. 49-77, 2014b.

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.

MILLER, M; SCHOLE, 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.

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.

ROSS, Stephen. The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, p. 341-360, 1976.

SCHOR, Adriana; BONOMO, Marco; PEREIRA, Pedro LV. APT e variáveis macroeconômicas: Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. **Finanças aplicadas ao Brasil**, v. 2, 2002.

SHARPE, William F. Mutual Fund Performance. **The Journal of business**, v. 39, n. 1, p.119-138, 1966.

TREYNOR, Jack. How to Rate Management of Investment Funds. **Harvard Business Review**, v. 43, p. 63-75, 1965.