

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

## **PRECIFICAÇÃO DOS ETFs BRASILEIROS ATRAVÉS DO MODELO DE QUATRO FATORES**

### **BRAZILIAN ETFs PRICING THROUGH THE FOUR-FACTOR MODEL**

Bruno Milani e Paulo Sergio Ceretta

#### **RESUMO**

Considerando a pequena quantidade de estudos acerca de ETFs de mercados em desenvolvimento, o objetivo deste estudo é verificar se o modelo de Quatro Fatores de Carhart (1997) explica o retorno dos nove maiores ETFs brasileiros. Foram escolhidos os ETFs brasileiros cuja existência inicie antes de 02/01/2009 e estejam em atividade até, pelo menos, 31/12/2013. Os principais resultados apontam que, além da co-variância, o fator SMB também gera coeficiente significativo, com sinal negativo. O fator SMB apresentou retorno médio negativo, indicando que o retorno das empresas menores foi superior ao retorno das empresas maiores no período, o que também indica que os ETFs pesquisados provavelmente concentraram seus investimentos em grandes empresas.

**Palavras-chave:** ETFs brasileiros; Modelo de Quatro Fatores.

#### **ABSTRACT**

Considering the small number of studies about ETFs in emerging markets, the objective of this study is to verify if the Carhart (1997) Four-Factor model explains the return of the nine largest Brazilian ETFs. The Brazilian ETFs whose existence began before 02/01/2009 and have been in operation until at least December 31, 2013 were chosen. The main results indicate that, besides the co-variance, the SMB factor also generates a significant coefficient, with a negative sign. The SMB factor showed a negative average return, indicating that the return of smaller companies was higher than the return of larger companies in the period, which also indicates that the ETFs surveyed probably concentrated their investments in large companies.

**Keywords:** Brazilian ETFs; Four-Factor Model.

## 1 INTRODUÇÃO

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. 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.

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.

O objetivo deste estudo é verificar se o modelo de Quatro Fatores de Carhart (1997) explica o retorno dos nove maiores ETFs brasileiros. O trabalho se justifica pelo pequeno conjunto de estudos existentes até o momento com relação aos ETFs brasileiros. Além disso, será interessante para acadêmicos e gestores saber se tradicionais modelos de precificação utilizados em fundos de investimento têm relevância também no contexto dos ETFs.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 O MODELO DE TRÊS FATORES DE FAMA E FRENCH (1993)

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). 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 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 [01].

$$SMB_t = \frac{(S/L)_t + (S/M)_t + (S/H)_t}{3} - \frac{(B/L)_t + (B/M)_t + (B/H)_t}{3} \quad [01]$$

Na Equação [01],  $(S/L)_t$ ,  $(S/M)_t$ ,  $(S/H)_t$ ,  $(B/L)_t$ ,  $(B/M)_t$ , 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 [02].

$$HML_t = \frac{(S/H)_t + (B/H)_t}{2} - \frac{(S/L)_t + (B/L)_t}{2} \quad [02]$$

Na Equação [02],  $(S/H)_t$ ,  $(B/H)_t$ ,  $(S/L)_t$ , 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 [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.

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 o 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.

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) examinaram 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). Os autores compreendem que estes novos fatores não precisam ser necessariamente interpretados como fatores de risco, mas como uma precificação mais parcimoniosa por verificar 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, 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.

## 2.2 O MODELO DE QUATRO FATORES DE CARHART (1997)

O modelo de Fama e French (1993) foi expandido por Carhart (1997) com a adição de mais um fator: o momento<sup>1</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 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 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>2</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 significativos. Fundos

---

<sup>1</sup> Também conhecido como “*momentum*” e frequentemente representado pela sigla PR1YR.

<sup>2</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.

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.

### 3 MÉTODO

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 (*medium*) 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 [01] e [02].

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 [05].

$$PR1YR = r_W - r_L. \quad [05]$$

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 [06].

$$r_{ETF} - r_{CDI} = \alpha + \beta_1(r_M - r_{CDI}) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \beta_4PR1YR + \varepsilon_t. \quad [06]$$

### 3.1 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.

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. O Índice Ibovespa foi 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.

### 3.2 CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS

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 Economática.

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, 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. O procedimento adotado neste caso e em casos similares foi a exclusão da série antiga. Assim, 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. 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. 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 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 enquadrou 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 PRIYR, 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.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

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
$\Gamma_{ETF1}-\Gamma_{CDI}$	-36,1900	0,0000	0,2647	0,3529	$\Gamma_{ETF1}$	-36,1574	0,0000	0,2770	0,3530
$\Gamma_{ETF2}-\Gamma_{CDI}$	-39,0385	0,0000	0,2484	0,0002	$\Gamma_{ETF2}$	-39,0077	0,0000	0,2599	0,0002
$\Gamma_{ETF3}-\Gamma_{CDI}$	-39,1648	0,0000	0,2344	0,0001	$\Gamma_{ETF3}$	-39,1294	0,0000	0,2446	0,0001
$\Gamma_{ETF4}-\Gamma_{CDI}$	-39,0689	0,0000	0,2498	0,0002	$\Gamma_{ETF4}$	-39,0367	0,0000	0,2611	0,0002
$\Gamma_{ETF5}-\Gamma_{CDI}$	-39,1467	0,0000	0,2503	0,0001	$\Gamma_{ETF5}$	-39,1139	0,0000	0,2618	0,0001
$\Gamma_{ETF6}-\Gamma_{CDI}$	-39,1306	0,0000	0,2520	0,0001	$\Gamma_{ETF6}$	-39,0980	0,0000	0,2638	0,0001
$\Gamma_{ETF7}-\Gamma_{CDI}$	-39,1451	0,0000	0,2461	0,0001	$\Gamma_{ETF7}$	-39,1116	0,0000	0,2574	0,0001
$\Gamma_{ETF8}-\Gamma_{CDI}$	-39,1613	0,0000	0,2461	0,0001	$\Gamma_{ETF8}$	-39,1278	0,0000	0,2574	0,0001
$\Gamma_{ETF9}-\Gamma_{CDI}$	-39,0574	0,0000	0,2494	0,0002	$\Gamma_{ETF9}$	-39,0259	0,0000	0,2609	0,0002
$\Gamma_{IBO}-\Gamma_{CDI}$	-35,9125	0,0000	0,3338	0,4325	$\Gamma_{NAV1}$	-36,0152	0,0000	0,1778	0,2333
SMB	-31,0273	0,0000	0,8975	0,0001	$\Gamma_{NAV4}$	-39,0528	0,0000	0,1759	0,0630
HML	-32,6891	0,0000	0,0883	0,0243	$\Gamma_{NAV5}$	-39,1326	0,0000	0,1758	0,0466
PR1YR	-31,1136	0,0000	0,4562	0,0598	$\Gamma_{NAV6}$	-39,1332	0,0000	0,1799	0,0466

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.

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 algumas variáveis, mas 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. As séries analisadas foram constituídas de 1215 observações, em frequência diária.

### 4.2 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
$\Gamma_{ETF1-\Gamma_{CDI}}$	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
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	-

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de todas as variáveis analisadas no estudo. O índice de Sharpe foi incluído nesta tabela para condensar a apresentação dos resultados.

Embora não existam grandes diferenças 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.

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. No entanto, embora não existam grandes diferenças nos desvios padrões entre os fundos, o ETF 1 destacou-se como o menor.

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 continuam 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.

#### 4.3 COEFICIENTES ESTIMADOS

Tabela 3 – Coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, especificado na Equação [06], para os ETFs de 1 a 5

ETF	Coeficiente	Erro			R <sup>2</sup>	
		Padrão	razão-t	p-valor	Ajustado	
	$\alpha$	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>	
	ETF1	$\beta_4$	-0,0390	0,0223	-1,7516	
	$\alpha$	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	
	ETF2	$\beta_4$	-0,0433	0,0463	-0,9351	
	$\alpha$	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	
	ETF3	$\beta_4$	-0,0393	0,0464	-0,8481	
	$\alpha$	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	
	ETF4	$\beta_4$	-0,0433	0,0464	-0,9335	
	$\alpha$	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	
	ETF5	$\beta_4$	-0,0396	0,0464	-0,8534	

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 [06].

Tabela 4 – Coeficientes estimados pelo modelo de quatro fatores, especificado na Equação [06], para os ETFs 6 a 9

ETF	Coeficiente	Erro			R <sup>2</sup>	
		Padrão	razão-t	p-valor	Ajustado	
	$\alpha$	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	
	ETF6	$\beta_4$	-0,0458	0,0463	-0,9882	
	$\alpha$	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	
	ETF7	$\beta_4$	-0,0422	0,0464	-0,9094	
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	
	$\alpha$	0,0177	0,0215	0,8229	0,4107	
	$\beta_1$	0,9077	0,0166	54,6803	<b>0,0000</b>	
	$\beta_2$	-0,1430	0,0336	-4,2608	<b>0,0000</b>	0,7427
	$\beta_3$	-0,0425	0,0299	-1,4204	0,1557	
ETF9	$\beta_4$	-0,0444	0,0463	-0,9595	0,3375	

No modelo especificado pela Equação [06],  $\alpha$  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.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi verificar se o modelo de Quatro Fatores de Carhart (1997) explica o retorno dos nove maiores ETFs brasileiros. Os principais resultados apontam que dois

coeficientes são significativos: o da co-variância, conforme esperado pelo CAPM, e o do fator SMB, negativo em todos os casos.

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. Para todos os ETFs, o fator SMB gerou coeficiente negativo, situação que pode ser originada por estratégias fundamentadas na compra de ações de empresas maiores, as quais tiveram retorno médio inferior.

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 de mercado) não garantirá retorno superior a uma estratégia baseada em ações com baixo *book-to-market*. Ou seja, as ações mais bem avaliadas em relação a seu valor patrimonial apresentaram os maiores retornos. Este fator gerou coeficiente significativo apenas para o ETF1, com sinal negativo, indicando que seu gestor pode ter concentrado investimentos em ativos com maior *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. No entanto, este fator não gerou coeficientes significativos para nenhum ETF.

## 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.

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.

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.

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.

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.

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.

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

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.; 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.

FOYE, James; MRAMOR, Dusan; PAHOR, Marko. A Respecified 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.

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.

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.

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.

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.

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.

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. Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. **Journal of Finance**, v. 20, p. 587, 616, 1965.

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

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.

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.

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.

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