INSPER INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA

PROGRAMA DE MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

GABRIEL ISEPPE PORTO

O MODELO DE CINCO FATORES DE FAMA E FRENCH E O FATOR MOMENTO: UMA ANÁLISE APLICADA AO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

São Paulo
2017

Insper

INSPER INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA

GABRIEL ISEPPE PORTO

O MODELO DE CINCO FATORES DE FAMA E FRENCH E O FATOR MOMENTO: UMA ANÁLISE APLICADA AO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

MESTRADO EM ECONOMIA

Dissertação apresentada com intuito de obtenção do título de Mestre em Economia pelo Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, coordenado pela Prof. Phd. Regina Carla Madalozzo e orientado pela Prof. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo.

São Paulo
2017

Agradecimentos

Agradeço especialmente a minha esposa Bruna por todo apoio, carinho e incentivo que fizeram com que a jornada até a conclusão deste trabalho se tornasse menos árdua. Sem ela ao meu lado tudo seria mais díficil.

Quero agradecer também ao meu avô João que me mostrou o valor do estudo na vida de uma pessoa. Com ele aprendi que uma vida integra fundamentada na busca constante por conhecimento não é o melhor caminho, é o único caminho.

E, por fim, agradeço a minha orientadora Prof. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo pela orientação, suporte e paciência, dados durante a realização deste trabalho.

Sumário Executivo

Após a publicação do trabalho de Markowitz (1952) sobre a teoria de carteiras, o estudo de modelos de precificação de ativos tornou-se um dos assuntos de maior relevância em Finanças. Desde então, diversos estudos foram publicados sobre o tema, com destaque para Sharpe (1964) e Lintner (1965) que desenvolveram o primeiro modelo de precificação amplamente aceito, o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM).

Apesar da popularização do CAPM, as ineficiências empíricas de seus resultados motivaram pesquisadores a buscar novas variáveis que pudessem estar correlacionadas com os retornos dos ativos. Fama e French (1993) adicionaram ao CAPM os fatores tamanho da empresa e valor do patrimônio contábil sobre a capitalização de mercado, criando assim o modelo de três fatores de Fama e French.

Mesmo com os avanços do modelo de três fatores, os próprios Fama e French (1996, 2004) reconheceram a falha de seu modelo em capturar o prêmio de risco em decorrência do fator conhecido por momento evidenciado por Jegadeesh e Titman (1993), que demonstraram que a compra (venda) de ações que apresentaram performance acima (abaixo) da média mercado, proporcionava retornos positivos. Baseado nesta hipótese Carhart (1997) criou um modelo de quatro fatores adicionando o fator momento ao modelo de três fatores.

O trabalho mais de recente de Fama e French (2015) propõe um modelo de cinco fatores no qual as variáveis investimento e rentabilidade ao modelo de três fatores, e excluindo o fator momento, considerados por eles como uma anomalia sem aplicabilidade.

Neste trabalho, investigamos a viabilidade da inclusão de um sexto fator de risco, o prêmio por momento, ao modelo de apreçamento de ativos de cinco fatores de Fama e French (2015) aplicado no mercado brasileiro. Sendo assim, os fatores utilizados no modelo proposto de seis fatores são: o pêmio de mercado, tamanho, índice B/M, rentabilidade, investimento e momento, representado pelo desempenho passado do preço da ação.

As regressões foram realizadas utilizando dois conjuntos de amostras. Um compreendendo os dados das empresas listadas na B3 entre os anos de 1997 e 2016, e

outro conjunto excluindo do primeiro os períodos considerados como de quebra do mercado no Brasil, ocorridos, mais especificamente, durante as eleições de 2002 e durante a crise global do *subprime* no ano de 2008. O intuito dessa diferenciação foi verificar os impactos dos períodos de crise sobre a capacidade explicativa dos modelos.

Os resultados com as regressões temporais tiveram sua significância testada através do teste estatístico *t* de Student, ao passo que a validade dos modelos foi avaliada através do coeficiente de determinação, R^2, conjuntamente com o teste estatístico GRS de Gibbons, Ross, Shaken (1989), que avalia a hipótese de que os interceptos obtidos pelos modelos são indistinguiveis de zero.

Verificou-se a presença de prêmio positivo, apesar de não significante, para o momento, bem como uma melhora marginal do poder de explicação do modelo de cinco fatores com a adição do fator momento quando analisados por seu R^2. No entanto, não verificamos a redução nas anomalias a serem explicadas uma vez aplicado o modelo proposto de seis fatores.

Contudo, os resultados obtidos não demonstraram superioridade relevante do modelo seis fatores, não justificando a adição do momento ao modelo de cinco de fatores de Fama e French, ainda mais levando-se em consideração a dificuldade de mensuração de uma fator adicional em um mercado de tamanho limitado como o brasileiro em comparação com os mercados desenvolvidos.

Resumo

O objetivo do presente estudo é investigar a viabilidade da inclusão de um sexto fator de risco, o fator momento, ao modelo de apreçamento de ativos de cinco fatores de Fama e French (2015) aplicado ao mercado brasileiro. Avaliamos os resultados do modelo de cinco fatores e do modelo proposto de seis fatores utilizando duas amostras de retornos mensais com e sem os períodos de crise do mercado brasileiro entre os anos de 1999 e 2016. Com a a adição do fator momento, os resultados obtidos, apesar de validarem a aplicação do modelo, não indicaram redução nas anomalias a serem explicadas em comparação ao modelo de cinco fatores, seja na amostra com ou sem controle para os períodos de quebra do mercado. Adicionalmente, os fatores mercado, valor foram os mais importantes na explicação dos retornos.

Palavras-Chave: modelo de apreçamento de ativos, modelo de cinco fatores de Fama e French, momento.

Abstract

The purpose of this study is to investigate the impacts of adding a sixth factor, the momentum, to the Five-Factor asset pricing model of Fama and French (2015) applied to the Brazilian stock market (B3). We evaluated the results of the five-factor model and the proposed six-factor model using two samples of monthly returns with and without the periods of crisis in the Brazilian market between 1999 and 2016. With the addition of the momentum factor, the results, despite validate the application of the model, did not indicate a reduction of the anomalies to be explained in comparison with the five-factor model, either in the sample with or without control for periods of market failure. Additionally, market risk premium and value were the most important factors in explaining the returns.

Key words: asset pricing model, Fama & French Five-Fator model, momentum.

1. Introdução

Desde a publicação do trabalho de Markowitz (1952) sobre a teoria de carteiras, o estudo de modelos de precificação de ativos tornou-se um dos assuntos de maior relevância em Finanças. A importância de tais modelos deve-se, principalmente, a sua aplicabilidade na seleção de carteira eficientes e na mensuração de desempenho de fundos.

Os trabalhos de Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolveram o primeiro modelo de precificação amplamente aceito, o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), em que o retorno esperado de um ativo é determinado pelo retorno do ativo livre de risco adicionado de um prêmio de risco de mercado multiplicado por um fator, definido como β. Apesar de ainda ser muito aplicado, diversos estudos evidenciaram as deficiências do CAPM. Fama e French (2008, p. 44) alertam para o fato de que, "[...] apesar de sua atraente simplicidade, os problemas empíricos do CAPM provavelmente invalidam seu uso em aplicações práticas".

As ineficiências do CAPM motivaram pesquisadores a buscar novas variáveis que pudessem estar correlacionadas com os retornos dos ativos. Fama e French (1993) adicionaram ao CAPM os fatores tamanho da empresa e valor do patrimônio contábil sobre a capitalização de mercado, criando assim o modelo de três fatores de Fama e French.

Embora o modelo de três fatores se tornasse notório por sua superioridade, em relação ao CAPM, por sua capacidade de explicação da relação retorno-risco dos ativos, os próprios Fama e French (1996, 2004) reconheceram a falha de seu modelo em capturar o prêmio de risco em decorrência do fator conhecido por momento. O efeito momento sobre os retornos dos ativos foi evidenciado por Jegadeesh e Titman (1993), ao demonstrarem que a estratégia, conhecida por *momentum investing*, que envolve a compra (venda) de ações que apresentaram performance acima (abaixo) da média mercado, proporcionava retornos positivos. Neste contexto, Carhart (1997) comprovou a superioridade de um modelo de quatro fatores em relação ao trabalho de Fama e French (1993), adicionando o fator momento ao modelo de três fatores. No Brasil, os resultados obtidos por Mussa, Famá e Santos (2012) corroboram as evidências obtidas por Carhart (1997).

Apesar dos resultados empíricos favoráveis ao modelo de Carhart (1997), comprovados pelos próprios Fama e French (2012), o trabalho mais recente de Fama e French (2015) propõe um modelo de cinco fatores no qual as variáveis investimento e rentabilidade ao modelo de três fatores, e excluindo o fator momento. Dentre as críticas dos autores ao fator momento estão o alto custo de implementação e o elevado risco da estratégia em situações de ruptura do mercado, conforme demonstrado por Daniel e Moskowitz (2013)

Asness (2016) rebateu as críticas ao fator momento alegando que qualquer estratégia deveria ser analisada sob a ótica da relação risco e retorno, e não somente pelo seu comportamento em momentos de quebra, afirmando que o fator momento melhoraria o modelo de cinco fatores proposto por Fama e French (2015) uma vez que o modelo ganharia em diversificação. Por fim, afirma o autor que, "[...] Se você possui um modelo de apenas cinco fatores sem o fator momento, praticamente não há desculpas para não se mudar para um modelo de seis fatores incluindo o momento.", (ASNESS, 2016, p.3, tradução nossa).

O presente trabalho se propõe a analisar a validade de um modelo de seis fatores – os cinco fatores de Fama e French (2015) mais o fator momento - aplicado ao mercado acionário brasileiro a partir de 1997. Desta forma, será possível verificar, não somente o impacto da inclusão de um sexto fator ao modelo de Fama e French (2015), mas também avaliar a presença do prêmio de risco de momento no mercado acionário brasileiro. A contribuição principal deste estudo será a atualização do trabalho realizado por Mussa, Famá e Santos (2012) que avalia a performance do modelo três fatores em comparação ao modelo de quatro fatores aplicados ao mercado brasileiro.

O estudo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 expõe o embasamento teórico para o modelo proposto. Na seção 3 será descrita a metodologia do estudo, bem como a amostra a utilizada e a metodologia de definição dos fatores de risco. A seção 4 apresentará os resultados do estudo. Por fim, a seção 5 traz as conclusões deste trabalho e suas limitações, além de sugestão para trabalhos futuros.

2. Referencial Teórico

Após a publicação do CAPM por Sharpe (1964) e Lintner (1965) diversas pesquisas foram elaboradas testando a validade do modelo. O trabalho de Black, Jensen e Scholes (1972) evidenciou que os retornos dos ativos não eram estritamente proporcionais ao fator de risco de mercado, sugerindo que deveriam haver outros prêmios de risco que impactavam os retornos dos ativos.

Os estudos de Banz (1981), Basu (1983) e Bhandari (1988) investigaram a correlação entre o retorno e as variáveis tamanho (Capitalização de Mercado) e alavancagem (Dívida/Capital Próprio). Inspirados pelos trabalhos citados, Fama e French (1993) aprimoraram o CAPM adicionando os fatores tamanho da empresa e alavancagem de forma isolada e em conjunto com o fator risco de mercado. A conclusão foi que esses fatores possuíam de fato poder de explicação sobre os retornos dos ativos. Ademais, concluíram que o fator *Book-to-market*[1] (B/M), quando utilizado em conjunto com o fator tamanho, inutilizava o fator alavancagem e apresentava poder de previsibilidade superior ao CAPM. Nascia então o modelo de três fatores de Fama-French:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \qquad (1)$$

No modelo (1), além do fator risco mercado ($RM_t - RF_t$), são acrescentados o prêmio pelo fator tamanho (*Small minus Big*- SMB), representado pela diferença de retorno entre portfolios compostos por ações de baixo valor de mercado e ações de alto valor de mercado, e o prêmio pelo índice B/M ($High\ minus\ Low -$ HML), representado pela diferença de retornos entre portfolios compostos por ações de alto B/M (*Book-to-Market)* e ações de baixo B/M.

Fama e French (1993) aplicaram o modelo (1) no mercado norte-americano entre os anos 1963 a 1990 obtendo coeficientes explicação (R^2), superiores a 0,90 em 84% das regressões, enquanto o CAPM alcançava o mesmo valor de R^2 somente em 8% das regressões. No Brasil, os trabalhos de Málaga e Securato (2004), Mussa, Famá e Santos

[1] *Book-to-market (B/M)* é medido pelo valor de patrimônio líquido de uma empresa divido pelo valor de mercado de suas ações.

(2012) e Argolo, Leal e Almeida (2012) demonstraram que a aplicação modelo de três fatores aumentava de forma significativa o R^2 em relação ao CAPM.

O trabalho de Rogers e Securato (2009), também aplicado ao mercado brasileiro entre 1995 a 2006, comparou o CAPM com o modelo de três fatores de Fama e French, concluindo pela superioridade do modelo multifatorial em relação ao modelo de fator único. O estudo sugere a exclusão do prêmio pelo índice B/M que não se mostrou estatisticamente significativo.

Contrapondo os estudos brasileiros que corroboram a aplicação do modelo (1), Rayes, Araújo e Barbedo (2012) investigaram se este modelo ainda explicava os retornos no mercado acionário brasileiro após a quebra estrutural em termos de liquidez que houve nos ativos negociados na B3 a partir do ano de 2006. Concluiu-se que os fatores tamanho (SMB) e índice B/M (HML) não mais explicavam o retorno dos ativos no Brasil.

Adicionando um quarto fator, o prêmio de risco de momento, ao modelo de Fama e French (1993), Carhart (1997) publicou um estudo investigando se a habilidade dos gestores dos *hedges funds* de fato geravam retornos anormais. O modelo de Carhart (1997) ficou conhecido como o modelo de quatro fatores:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_i SMB_t + h_i HML_t + p_i WML_t + e_{it} \qquad (2)$$

No modelo (2), o fator momento (*Winners minus Losers* - WML) é representado pela diferença de retornos entre portfolios diversificados de empresas que apresentaram retornos acima da média e portfolios de empresas que renderam abaixo da média.

Cakici, Fabozzi, Tan (2013) analisaram 18 mercados emergentes aplicando os modelos (1) e (2), verificando que o modelo (2) obteve interceptos (α_i) mais próximos de zero e valores de R^2 maiores em comparação ao modelo (1). O trabalho de Fama e French (2012) evidenciou a presença do fator momento nos mercados norte-americano, europeu e asiático, validando assim a aplicação do modelo (2) aplicado em mercados globais.

No Brasil, Mussa, Famá e Santos (2012) demonstraram a superioridade do modelo (2) em relação ao modelo (1) ao obter valores superiores de R^2, entretanto, o mesmo trabalho verificou a presença de prêmio negativo para os fatores tamanho (SMB) e momento (WML) no mercado brasileiro, divergindo assim dos resultados obtidos por Fama e French (1993) para o fator tamanho e de Carhart (1997) para o fator momento.

Ainda no mercado acionário brasileiro, os trabalhos de Bortoluzzo et al. (2016) e Piccoli (2015) investigaram a presença do prêmio por momento no Brasil nos períodos antes e depois da crise de 2008. Ambos os trabalhos verificaram a presença de prêmio positivo para o momento no período pré-crise, no entanto, em momento de ruptura de mercado, esse prêmio se mostrou negativo. Ademais, o trabalho de Bortoluzzo et al. (2016) concluiu que há ganho na qualidade de previsão do modelo (2) em relação ao CAPM seja no período pré ou pós crise.

Mesmo após a adição do fator momento, os interceptos obtidos pelo modelo de quatro fatores, evidenciavam a presença de anomalias ainda não explicadas nos retornos dos ativos. Insatisfeitos com os modelos até então disponíveis, Fama e French (2015) utilizaram os resultados de Novy-Marx (2013) e Aharoni, Grundy, e Zeng (2013) para adicionar os fatores rentabilidade e investimento ao modelo de três fatores, dando origem ao modelo de cinco fatores:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + e_{it} \quad (3)$$

No modelo (3), o fator investimento (*Conservative minus Agressive* – CMA) é representado pela diferença de retornos entre portfolios compostos por empresas que investiram de forma conservadora e portfolios de empresas que investiram de forma agressiva. O fator rentabilidade (*Robust minus Weak* - RMW) é representado pela diferença de retornos entre portfolios diversificados de empresas que apresentaram rentabilidade operacional acima da média e portfolios de empresas que apresentaram rentabilidade abaixo da média.

Os resultados obtidos por Fama e French (2015) demonstraram a superioridade do modelo de cinco fatores, em relação ao modelo (1), por obter regressões que mostraram interceptos α_i mais próximos de zero quando comparado ao modelo de três fatores, indicando a redução das anomalias não capturadas pelo modelo (1).

Há poucos trabalhos no Brasil verificando a aplicabilidade do modelo de cinco fatores em nosso mercado. Dentre os estudos disponíveis, estão os trabalhos de Martins e Eid (2015) e Ruiz (2015) que concluíram que o modelo (3) apresenta desempenho superior ao modelo (2) ao obter interceptos α_i estatisticamente equivalentes a zero e gerar coeficientes de determinação superiores. Contudo, ambos os trabalhos concluíram que a

adição dos fatores rentabilidade e investimento, não reduziam a relevância do fator HML, como sugerido pelo trabalho de Fama e French (2015)

Motivados pelos trabalhos de Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016) e pelos questionamentos feitos por Asness (2016) às críticas de Fama e French ao fator momento, elaboramos o modelo de seis fatores através da junção dos modelos (2) e (3):

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + p_i WML_t + e_{it} \quad (4)$$

No modelo (4) os fatores de risco seguem as mesmas definições anteriormente expostas nos modelos (1), (2) e (3).

Aplicando o modelo (4) no mercado acionário brasileiro investigaremos a presença do prêmio de risco pelo momento no Brasil, ao mesmo tempo que traremos evidências adicionais às existentes, como os trabalhos de Martins e Eid (2015) sobre a aplicabilidade do modelo de cinco fatores no mercado acionário brasileiro.

3. Metolodogia

Neste trabalho será utilizada uma amostra, livre de viés de sobrevivência, iniciando em de dezembro de 1997, com dados mensais das empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo que possuem dados contábeis disponíveis.

Com o objetivo de manter a mesma base de comparação com as pesquisas sobre modelos de fatores realizadas no Brasil, aplicamos na amostra de dados a mesma metodologia de filtragem de dados utilizados por Mussa, Famá e Santos (2012) na seguinte ordem:

1. empresas cujo patrimônio líquido era negativo em dezembro do ano *t* foram retiradas da amostra no ano *t+1*;

2. ações quem não foram negociadas por intervalo maior que 23 dias no ano *t* foram retiradas da amostra do ano *t*;

3. empresas do setor financeiro foram retiradas da amostra por considerarmos que o seu nível de endividamento não pode ser comparado com o endividamento de uma empresa não financeira, o que impactaria a mensuração do fator B/M (Fama e French, 1992: 429).

A série de preços utilizada para apuração dos retornos mensais foi ajustada aos eventos de proventos (p.ex. dividendos, bonificação, desdobramento) de forma a refletir a rentabilidade de fato obtida pelo acionista.

No caso de empresas que possuíam mais de uma classe de ação listada (Ordinária e Preferenciais) foi selecionada apenas uma classe para apuração dos retornos, prevalecendo aquela de maior liquidez. No entanto, para a apuração do valor de mercado, utilizamos a somatória de valor das duas classes listadas (Mussa, Famá e Santos, 2012: 457).

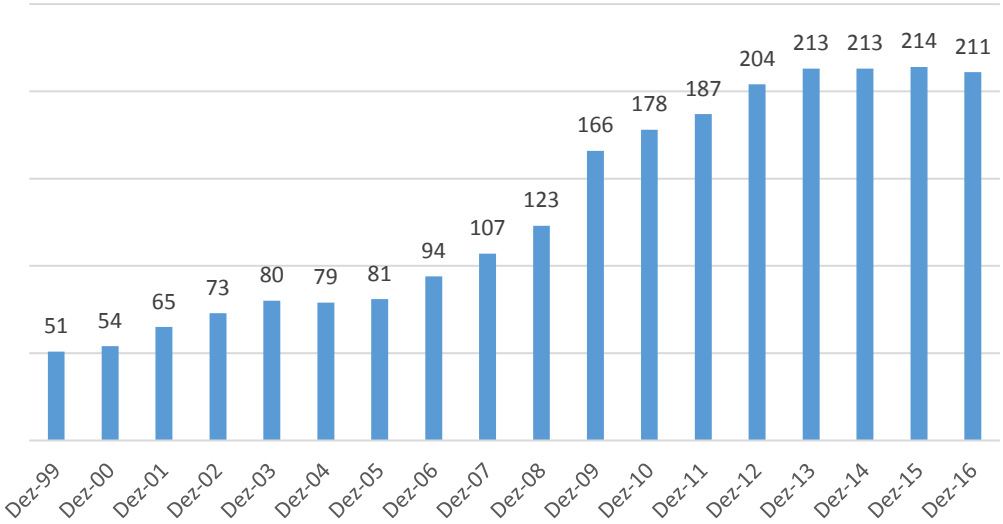

Figura 1: Número de empresas utilizadas na amostra por ano

Para a definição das variáveis que irão determinar os componentes da regressão temporal, utilizamos a mesma metodologia proposta por Fama e French (2015):

1. Tamanho: capitalização de mercado da empresa, definida pelo produto da quantidade de ações emitidas pela empresa multiplicada por sua cotação no fechamento em dezembro do ano t;

2. Índice B/M: razão do valor do patrimônio líquido contábil da empresa no mês dezembro do ano t sobre o valor de capitalização de mercado da empresa no mesmo mês;

3. Investimento: variação do valor contábil do ativo total entre dezembro no ano *t* e dezembro do ano *t-1;*

4. Rentabilidade: receita bruta da empresa no ano *t* subtraídos os custos do produto vendido, despesas operacionais e despesas financeiras, divididas pelo valor do patrimônio líquido no fechamento do ano *t-1;*

5. Momento: desempenho acumulado da ação entre os meses *t-2* e *t-12* em relação ao mês de junho.

De forma a verificar os impactos dos momentos de ruptura de mercado sobre a performance dos modelos (3) e (4), separamos a amostra de retornos das ações em dois conjuntos. O primeiro conjunto compreende todo o período entre dezembro de 1997 e dezembro de 2016. O segundo conjunto exclui da amostra os períodos considerados como sendo de crise segundo os critérios do NBER2 (Piccoli 2105). Desse foram excluídos os períodos de março de 2002 a novembro de 2002, e dezembro de 2007 a junho de 2009. Contudo, na série controlada para os períodos de crise foram retirados da amostra 28 meses.

Aplicados os filtros citados, a amostra inicia com 51 empresas em 1999 chegando a 211 empresas em 2016 (Figura 1). Ao todo, utilizamos 28.716 amostras mensais de retornos e 22.799 amostras para a série com controlada para momento de quebra do mercado.

3.1. Formação das carteiras

As variáveis dependentes da regressão temporal serão representadas pelos retornos dos portfolios diversificados, formados a partir da intersecção de diferentes grupos definidos pelos percentis das variáveis utilizadas no modelo. O desafio na elaboração das carteiras foi adotar uma metodologia que permitisse a obtenção de

[2] National Bureu of Economic Research

portfolios suficientemente diversificados, ao mesmo tempo que equilibrasse a quantidade de ações de cada carteira. Pelo número reduzido de empresas disponíveis na nossa amostra – média de 179 empresas por ano – optamos por utilizar o arranjo do tipo 2x3 sugerido por Fama e French (2015).

Inicialmente, em de junho do ano *t*, as variáveis de tamanho, referentes ao mês de dezembro do ano *t-1*[3], são ordenadas e separadas pela mediana. As empresas acima da mediana são representadas pela letra B (*Big*), enquanto as empresas abaixo da mediana são representadas pela letra S (*Small*);

O mesmo procedimento é realizado para as variáveis índice B/M, investimento e rentabilidade, no entanto, a linha de corte utilizada são os percentis de 30% e 70%. Os percentis do índice B/M são definidos pelas letras H, N, L (*High, Neutral, Low*), os percentis de rentabilidade são classificados pelas letras R, N, W (*Robust, Neutral, Weak*) e os percentis de investimentos são classificados pelas letras C, N, A (*Conservative, Neutral, Agressive*);

Assim como as variáveis de tamanho, os indicadores de momento das ações também são ordenados e separados pela mediana em junho do ano t, porém, utilizando-se o desempenho das ações acumulado entre junho do ano *t-1* e abril do ano *t* (Jegadeesh e Titman, 1993). As ações com desempenho acima da mediana são classificadas pela letra W (*Winners*) enquanto que as ações abaixo da mediana são classificadas pela letra L (*Losers*)

Após as ordenações, os portfolios são definidos através da combinação dos dois grupos referentes ao tamanho (S e B) com os três grupos das variáveis índice B/M, investimento, rentabilidade e os dois grupos do variável momento, totalizando 22 carteiras. As carteiras são classificadas de acordo com a Tabela 1.

Por fim, a rentabilidade das carteiras é calculada ponderando-se o valor de mercado das ações que as compõem. Para calcular o excesso de retorno das carteiras no mês t ($R_{it} - RF_t$), optamos por utilizar o retorno mensal da caderneta de poupança como

[3] Um importante aspecto da metodologia de Fama e French (2015) é a utilização de variáveis defasadas por seis meses para a definiçao dos portfolios no mês junho. Dessa forma, garante-se que os resultados operacionais das empresas está de fato refetido em seu preço no momento de rebalancemaneto do portifolio.

proxy para a taxa livre de risco, como feito por Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016), para manter a comparabilidade com os estudos brasileiros anteriores.

Tabela 1 – Combinação das variáveis para a formação das carteiras

Combinação Tamanho x B/M	L (*Low*)	N (*Neutral*)	H (High*)*
B (*Big*)	B/L	B/N	B/H
S (*Small*)	S/L	S/N	S/H

Combinação Tamanho x Rentabilidade	L (*Low*)	N (*Neutral*)	H (High*)*
B (*Big*)	B/L	B/N	B/H
S (*Small*)	S/L	S/N	S/H

Combinação Tamanho x Investimento	L (*Low*)	N (*Neutral*)	H (High*)*
B (*Big*)	B/L	B/N	B/H
S (*Small*)	S/L	S/N	S/H

Combinação Tamanho x Momento	L (*Losers*)	W (*Winners*)
B (*Big*)	B/L	B/W
S (*Small*)	S/L	S/W

3.2. Apuração dos prêmios de risco – variáveis independentes

Para o cálculo dos prêmios referentes aos fatores de risco tamanho, B/M, investimento, rentabilidade e momento, utilizaremos as carteiras definidas anteriormente adotando a metodologia proposta por Fama e French (2015).

O prêmio de risco pelo índice B/M (HML - *High minus Low*) é calculado por

$$HML_t = \left(\frac{R_{SHt}+R_{BHt}}{2}\right) - \left(\frac{R_{SLt}+R_{BLt}}{2}\right)$$

onde t representa o mês, R_{SHt} e R_{BHt} são os retornos no mês t das carteiras compostas por ações de alto índice B/M pertencentes ao percentil de 70%, e R_{SLt} e R_{BLt} são os

retornos no mês *t* das carteiras compostas por ações de baixo índice B/M pertencentes ao percentil de 30%.

Os prêmios de risco pelo fator rentabilidade (RMW – *Robust minus Weak),* investimento (CMA - *Conservative minus Agressive*) e momento (WML - *Winners minus Losers*), analogamente ao HML, serão calculados pela fórmula:

$$RMW_t = \left(\frac{R_{SRt}+R_{BRt}}{2}\right) - \left(\frac{R_{SWt}+R_{BWt}}{2}\right)$$

$$CMA_t = \left(\frac{R_{SCt}+R_{BCt}}{2}\right) - \left(\frac{R_{SAt}+R_{BAt}}{2}\right)$$

$$WML_t = \left(\frac{R_{SWt}+R_{BWt}}{2}\right) - \left(\frac{R_{SLt}+R_{BLt}}{2}\right)$$

A metodologia para o cálculo do prêmio de risco referente ao fator tamanho (SMB- *Small minus Big*) dependerá se está sendo aplicado o modelo de cinco fatores (3) ou o modelo proposto presente estudo de seis fatores (4).

Quando aplicado o modelo (3), o prêmio de risco pelo fator tamanho (SMB – *Small minus Big)* será calculado por:

$$SMB_{5\ fatores} = \left(\frac{SMB_{B/Mt}+SMB_{INVt}+SMB_{RENt}}{3}\right)$$

onde $SMB_{B/Mt}$, SMB_{INVt} e SMB_{RENt} são definidos pelas equações:

$$SMB_{B/Mt} = \left(\frac{R_{SHt}+R_{SNt}+R_{SLt}}{3}\right) - \left(\frac{R_{BHt}+R_{BNt}+R_{BLt}}{3}\right)$$

$$SMB_{INVt} = \left(\frac{R_{SCt}+R_{SNt}+R_{SAt}}{3}\right) - \left(\frac{R_{BCt}+R_{BNt}+R_{BAt}}{3}\right)$$

$$SMB_{RENt} = \left(\frac{R_{SRt}+R_{SNt}+R_{SWt}}{3}\right) - \left(\frac{R_{BRt}+R_{BNt}+R_{BWt}}{3}\right)$$

Já o prêmio de risco pelo fator tamanho (SMB – *Small minus Big)* quando aplicado o modelo (4) é calculado por:

$$SMB_{6\ fatores} = \left(\frac{SMB_{B/Mt}+SMB_{INVt}+SMB_{RENt}+SMB_{MOMt}}{4}\right)$$

onde SMB_{MOMt} é definido pela equação:

$$SMB_{MOMt} = \left(\frac{R_{SWt}+R_{SLt}}{2}\right) - \left(\frac{R_{BWt}+R_{BLt}}{2}\right)$$

Por fim, estimamos o prêmio de mercado ($RM_t - RF_t$) calculando o excesso de retorno no mês *t* de uma carteira de mercado sobre a taxa de remuneração da caderneta de poupança no mês *t* (Silveira, Barros e Famá, 2003). Para o cálculo do retorno da carteira de mercado utilizamos os retornos de todas as ações presentes na amostra no mês *t* ponderados pela capitalização de mercado no mesmo mês, conforme a metodolgia de Fama e French (2015).

4. Resultados e Análises

4.1. Análise das Carteiras Obtidas e Retornos

Na Tabela 2 encontram-se os dados de tamanho, valor de mercado e participação de mercado das 22 carteiras formadas conforme a metodologia descrita anteriormente (item 3.1). Adicionalmente, temos os dados consolidados por tipo de carteira.

As empresas classificadas como sendo de alto valor de mercado (B) correspondem a 96,7% da capitalização total do mercado em 2016, enquanto as empresas de baixa capitalização (S) correspondem a 3,3%. Este resultado demonstrou uma concentração de mercado ainda maior em ações de empresas de alto valor de mercado quando comparado à concentração de 95% obtida por Mussa, Famá e Santos (2012). O mesmo grau de concentração foi encontrado por Fama e French (1993) no mercado norte-americano.

Nas carteiras compostas pela combinação de tamanho com o índice B/M, nota-se que entre as empresas de alta capitalização de mercado, 50,8% do valor de mercado das carteiras concentra-se em empresas de baixo índice B/M, enquanto entre empresas de baixo valor de mercado ocorre o oposto, com 39,1% sendo composto por empresas de alto índice índice B/M. Mussa, Famá e Santos (2012) encontraram o mesmo resultado para o mercado brasileiro.

Fama e French (1993) afirmam que empresas de baixo índice B/M apresentam maior oportunidade de crescimento, fazendo sentido, portanto, que tal grupo represente a maior parte do valor de mercado em países em desenvolvimento como o Brasil.

Adicionalmente, as evidências obtidas por Fama e French (1993) mostraram o contrário no mercado americano, corroborando a ideia de que em mercados desenvolvidos predominam ações de empresas de alto índice B/M.

Dentre as carteiras compostas por combinações de tamanho e perfil de investimento, nota-se que o grupo de empresas de alto valor de mercado investem essencialmente de forma conservadora (53,0%), enquanto apenas 16,6% das grandes empresas investem de forma agressiva. Entretanto, ocorre o oposto em empresas de baixa capitalização de mercado, onde 43,3% investem de maneira agressiva e apenas 7,5% investem de maneira conservadora. Apesar deste resultado estar em linha com o esperado, considerando que empresas de menor valor de mercado tendem a investir de maneira mais agressiva visando seu crescimento, tal concentração dificulta a obtenção de carteiras diversificadas, uma vez que o número reduzido de empresas compromete a diversificação dos portfolios.

Com relação à rentabilidade e ao momento, não encontramos um padrão distinto entre empresas de alto e baixo valor de mercado, uma vez que os grupos de rentabilidade robusta e fraca e momento positivo e negativo encontram-se distribuídos de maneira equilibrada entre os percentis de tamanho das empresas.

Na Tabela 3, temos a descrição dos prêmios médios mensais das carteiras juntamente com seus respectivos desvios padrões e teste *t* para verificar se os prêmios são estatisticamente diferentes de zero.

Assim como verificado por Fama e French (1993) no mercado norte-americano e por Argolo, Leal e Almeida (2012) no mercado brasileiro, os prêmios médios mensais demonstraram que portfolios compostos por empresas de baixo valor de mercado, com exceção da carteira S/C, apresentaram maior prêmio em relação às carteiras compostas por empresa de alta capitalização de mercado.

Os trabalho de Málaga e Securato (2004) e Mussa, Famá e Santos (2012) não encontraram evidências de que empresas de baixa capitalização proporcionavam maior prêmio por possuirem maior risco. Atribuímos esta diferença de resultados ao fato de tais trabalhos terem utilizado dados anteriores ao ano de 2006, ínicio de um período em que o mercado brasileirou verificou aumento significativo de liquidez e na quantidade de ativos listados na B3.

Tabela 2 – Medidas descritivas das carteiras obtidas

	Portfolio	Tamanho Médio das Carteiras	Valor de Mercado R$MM (dez/2016)	% carteira de mercado (dez/2016)
Tamanho / Índice B-M	B/H	8	424,84	25,0%
	B/N	29	382,71	22,5%
	B/L	29	833,90	49,1%
	S/H	32	22,12	1,3%
	S/N	24	26,42	1,6%
	S/L	11	8,03	0,5%
Tamanho/ Investimento	B/C	35	1.387,10	81,7%
	B/N	20	188,95	11,1%
	B/A	11	65,41	3,9%
	S/C	5	11,92	0,7%
	S/N	33	27,62	1,6%
	S/A	29	17,03	1,0%
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	14	384,65	22,7%
	B/N	31	791,25	46,6%
	B/W	21	465,55	27,4%
	S/R	26	18,51	1,1%
	S/N	21	13,78	0,8%
	S/W	19	24,29	1,4%
Tamanho/ Momento	B/W	37	1.226,78	72,2%
	B/L	29	414,67	24,4%
	S/W	29	30,17	1,8%
	S/L	38	26,40	1,6%
Análise por tipo de Carteira				
Tamanho - B		24	1.641,46	96,7%
Tamanho - S		24	56,58	3,3%
Índice B/M - H		20	446,97	26,3%
Índice B/M - N		26	409,14	24,1%
Índice B/M - L		20	841,93	49,6%
Investimento - C		20	1.399,02	82,4%
Investimento - N		26	216,58	12,8%
Investimento - A		20	82,44	4,9%
Rentabilidade - R		20	403,16	23,7%
Rentabilidade - N		26	805,02	47,4%
Rentabilidade - W		20	489,85	28,8%
Momento - W		33	1.256,95	74,0%
Momento - L		33	441,08	26,0%

Em carteiras formadas por combinações de tamanho e índice B/M, nota-se que empresas de baixo índice B/M (L) apresentaram um prêmio maior que as empresas de alto índice B/M (H), divergindo do resultado obtido por Fama e French (2015). Este divergencia sugere que no Brasil empresas classificadas como *growth* (baixo índice B/M) apresentaram maior retorno ao investido no período analisado.

Novamente, o trabalho de Mussa, Famá e Santos (2012) diverge do resultado obtido por este estudo. Por outro lado, Bortoluzzo et al. (2016), que avalia o mercado brasileiro entre 2002 e 2013, também verificou a presença de prêmios médios mensais superiores para carteiras de baixo índice B/M em comparação com as de alto índice B/M. Aqui, sustenta-se que tal diferença também decorra dos períodos analisados.

Com relação aos portfolios obtidos pela combinação dos grupos tamanho e investimento, mantendo-se investimento constante, o prêmio tende a aumentar conforme diminui o tamanho da empresa, contudo, o prêmio mensal verificado variando-se o perfil de investimento difere entre empresas de baixo e alto valor de mercado. Entre empresas de alta capitalização de mercado, o prêmio aumenta de 0,69% para 0,96% conforme o perfil de investimento se torna mais conservador, ou seja, empresas que investem de maneira conservadora oferecem maior prêmio ao investidor. Este resultado converge com o observado por Fama e French (2015). Já as empresas de menor valor de mercado que investem de maneira agressiva apresentaram prêmio adicional de 1,1% em relação a empresas que investem de maneira conservadora, diferindo do resultado obtido por Fama e French (20115).

Ainda sobre os portfolios que combinam os percentis de tamanho e investimento, nota-se o número reduzido de empresas brasileiras de baixo valor de mercado que investem de maneira conservadora. Em média, o portfolio S/C foi composto por 5 empresas, logo, o portfolio ficou suscetível ao risco específico dos papéis. Fama e French (2015) alertam para a dificuldade de aplicação do modelo (3) uma vez que adição de fatores traz a necessidade de carteiras diversificadas em número suficiente para obtenção dos prêmios. No caso brasileiro, tal dificuldade ficou evidente para o portfolio S/C.

Analisando o comportamento do prêmio mensal em relação à rentabilidade das empresas, verificamos que carteiras formada pelos grupos de rentabilidade fraca (W) ofereceram maior prêmio em comparação àquelas de rentabilidade robusta, destacando-se o grupo de empresas de baixo valor de mercado, onde o prêmio variou entre 1,52% e

2,33% conforme a rentabilidade da empresa se tornava fraca. Este resultado difere tanto do esperado quanto dos resultados obtidos por Fama e French (2015).

Não houve diferença significativa entre o prêmio proporcionado pelo fator momento entre empresas de alto valor de mercado. No entanto, entre empresas de baixo valor de mercado nota-se que o prêmio médio para carteiras de momento positivo foi superior às carteiras de momento negativo, variando entre 1,54% e 1,84%. Este resultado corrobora a suposição de Jegadeesh e Titman (1993) de que a estratégia de momento proporciona retornos positivos persistentes.

No Brasil, Mussa, Famá e Santos (2012) não verificaram a presença de retornos positivos provenientes da estratégia de momento, enquanto os trabalhos de Bortoluzzo et al. (2016) e Piccoli (2015) constataram que a presença de prêmio positivos depende essencialmente do período analisado, uma vez que momentos de crise gerariam prêmio negativo para o momento.

Por fim, destaca-se que entre os 22 prêmios estimados, apenas um, o prêmio da carteira S/C, não foi estatisticamente siginificativo quando realizado o teste t. A ausência de relevância estatística para a carteira S/C pode ser explicada pelo menor número de empresas que a compõe – 5 em média – como citado anteriormente na descrição das carteiras.

Tabela 3 – Descrição dos prêmios médios mensais e desvios padrão dos portfolios

	Portfolio	Prêmio médio mensal	Desvio Padrão	test t
Tamanho / Índice B-M	**B/H**	**0,44%**	**10,83%**	**0,637**
	B/N	**1,26%**	**7,18%**	**2,775**
	B/L	**0,96%**	**6,71%**	**2,260**
	S/H	**1,54%**	**7,79%**	**3,115**
	S/N	**1,56%**	**6,96%**	**3,553**
	S/L	**1,60%**	**12,06%**	**2,099**
Tamanho/ Investimento	**B/C**	**0,96%**	**6,71%**	**2,260**
	B/N	**0,96%**	**6,69%**	**2,277**
	B/A	0,69%	7,27%	1,494
	S/C	0,64%	11,86%	0,850
	S/N	**1,90%**	**6,80%**	**4,423**
	S/A	**1,74%**	**9,38%**	**2,936**
Tamanho/ Rentabilidade	**B/R**	**0,82%**	**7,09%**	**1,819**
	B/N	**0,99%**	**6,97%**	**2,256**
	B/W	**0,90%**	**6,79%**	**2,091**
	S/R	**1,52%**	**6,80%**	**3,526**
	S/N	**1,00%**	**7,75%**	**2,041**
	S/W	**2,33%**	**10,46%**	**3,525**
Tamanho/ Momento	**B/W**	**0,85%**	**6,61%**	**2,042**
	B/L	**0,87%**	**7,58%**	**1,807**
	S/W	**1,84%**	**5,87%**	**4,958**
	S/L	**1,54%**	**10,49%**	**2,319**

Nota: Em negrito estão os portfolios que apresentarm prêmio médio mensal com significância estatística de 10%.

4.2. Análise dos Fatores de Riscos

Na Tabela 4 encontram-se as medidas descritivas dos prêmios mensais dos fatores de risco, os respectivos testes t e correlações entre os fatores.

O prêmio médio de mercado encontrado foi de 0,92%, valor inferior ao encontrado por estudos cuja amostra é anterior à crise de 2008, como os de Mussa, Famá e Santos (2012) que encontram o valor de 1,56% e Málaga e Securato (2004) que obtiveram o valor de 1,09%. Todavia, o resultado obtido converge com os trabalhos mais recentes que consideram o período pós-crise tal como o de Bortoluzzo et al. (2016) que verificou prêmio de mercado de 0,89%.

Fama e French (2015) encontraram o valor de 0,50% para o prêmio de mercado, ou seja, o mercado brasileiro apresentou um prêmio médio de mercado superior ao mercado norte-americano.

Para o prêmio de tamanho (SMB) obtivemos o valor de 0,72%, diferentemente dos trabalhos de Málaga e Securato (2004) e Mussa, Famá e Santos (2012) que obtiveram prêmio negativo para o fator tamanho. Por outro lado, Argolo, Leal e Almeida (2012) e Bortoluzzo et al. (2016) obtiveram valores positivos para o prêmio tamanho no mercado brasileiro a partir do ano de 1999.

O prêmio pelo índice B/M (HML), além de não ser estatisticamente significativo, foi negativo (-0,16%), aproximando-se do resultado de Bortoluzzo et al. (2016) que também encontrou prêmio negativos para o índice B/M tanto no período pré como no pós-crise. Entretanto, os trabalho de de Mussa, Famá e Santos (2012), Málaga e Securato (2004) e Argolo, Leal e Almeida (2012) verificaram valores positivos para o prêmio por índice B/M.

Com relação aos prêmios por investimento (CMA) e rentabilidade (RMW), obtivemos valores estatisticamente não significativos e negativos, diferindo dos resultados observados por Fama e French (2015) que verificaram valores postivos para o mercado norte-americano.

No Brasil, Martins e Eid (2015) verificaram valores positivos não significativos para os prêmios por investimento e rentabilidade entre os os anos de 2000 e 2012.

Destacamos o valor obtido para o prêmio médio pelo fator momento que, apesar de não ser estatiscamente significativo, apresentou valor positivo de 0,14%, valor aproximado àquele obtido no trabalho de Jegadeesh e Titman (1993), enquanto o trabalho de Mussa, Famá e Santos (2012) obteve valor negativo de -0,11% para o mesmo prêmio. Segundo o trabalho de Bortoluzzo et al. (2016), o prêmio de momento foi negativo somente no período da crise de 2008.

Em relação à relevância estatística dos prêmios, nota-se que, para um intervalo de confiança de 90%, apenas os prêmios de mercado e tamanho são estatisticamente significativos. No Brasil, Málaga e Securato (2004) não encontraram relevância estatística para nenhum dos prêmios, enquanto Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016) encontraram relevância apenas para os prêmios de mercado e índice B/M.

Por fim, a matriz de correlação demonstrou baixa interdependência entre os prêmios, sendo que apenas a correlação entre os prêmios de mercado e rentabilidade apresentou valor superior a 0,5, confirmando a hipótese de Cahart (1997) de que esses

fatores são ortogonais. Destaque-se ainda a baixa correlação do prêmio de momento (WML) com todos os outro fatores, corroborando a suposição de Asness (2016) de que a estratégia de momento contribui para o aumento da diversificação entre os fatores, contribuindo assim para a redução do problema de multicolinearidade do modelo.

Tabela 4 – Descrição dos prêmios mensais, teste t e correlações entre os fatores

	Retorno médio mensal	Desvio padrão	t	Mercado	HML	CMA	RMW	WML
Mercado (Rm-Rf)	**0,92%**	**6,17%**	**2,19**	1				
HML - Índice B/M	-0,16%	7,73%	0,23	0,008	1			
CMA - Investimento	-0,42%	7,77%	-0,79	0,596	-0,426	1		
RMW - Rentabilidade	-0,45%	5,82%	-1,13	0,614	-0,105	0,426	1	
WML - Momento	0,14%	5,98%	0,36	-0,180	-0,023	-0,013	0,157	1
SMB6F -Tamanho	**0,72%**	**5,00%**	**2,11**	-0,206	0,180	-0,125	-0,402	-0,339

Nota: Em negrito estão os portfolios que apresentaram prêmio médio mensal com significância estatística de 10%.

Não expusemos os resultados resultados obtidos para os fatores uma vez excluídos os períodos de quebra do mercado, no entanto, podemos afirma que não houve diferença com relação à significância das médias de retornos dos fatores em relação à amostra sem o controle para os períodos de crises.

4.3. Análise das Regressões

Nesta seção, faremos incialmente a análise dos resultados obtidos com as regressões dos modelos (3) e (4) quando aplicados sobre o período todo da amostra. Em um segundo momento, baseados nas evidências encontradas por Piccoli (2015) para mercado brasileiro, excluiremos da amostra os périodos de ruptura do mercado que ocorreram entre os anos de 1999 e 2016 avaliaremos o impacto sobre a performance do prêmio por momento como fator de explicação dos retornos.

4.3.1 Análise das Regressões - Sem controle para os períodos de crise

Iniciamos a análise das regressões testando as hipóteses de homocedasticidade, autocorrelação serial e normalidade dos erros. Os resultados da análise de resíduos estão expostos na Tabela 5.

A hipótese de homocedasticidade dos erros foi verificada através do teste de Breusch–Pagan. Praticamente todas as carteiras (18 de 22 para ambos os modelos 3 e 4) apresentaram heterocedasticidade dos erros. Nos casos em que a heterocedasticidade dos erros foi verificada, utilizamos estimadores robustos para os desvios padrões das regressões.

Para verificar a hipótese de autocorrelação serial de primeira ordem (uma defasagem) dos erros, realizamos o teste de Breusch–Godfrey que demonstrou não haver autocorrelação serial. A hipótese nula de ausência autocorrelação serial foi aceita para todas as 22 carteiras da amostra em ambos os modelos, não sendo necessários ajustes nos modelos 3 e 4 utilizados no estudo.

Por fim, testamos a normalidade dos erros através do teste de Jarque-Bera. O teste revelou ausência de normalidade dos erros em todas as 22 regressões, no entanto, por utilizarmos uma amostra grande de instantes de tempo (28.716 observações), podemos considerar os resultados robustos.

Tabela 5 – Análise de resíduos para os modelos com 5 e 6 fatores (3) (4)

	Portfolio	Teste Breusch-Pagan p-valor:		Teste Breusch-Godfrey p-valor:		Teste Jarque Bera p-valor:	
		5 fatores	*6 fatores*	*5 fatores*	*6 fatores*	*5 fatores*	*6 fatores*
Tamanho / Índice B-M	B/H	**6,65%**	**1,73%**	96,33%	73,63%	**0,00%**	**0,00%**
	B/N	86,00%	90,26%	69,39%	68,04%	**0,01%**	**0,00%**
	B/L	**0,00%**	**0,01%**	83,25%	56,00%	**0,00%**	**3,44%**
	S/H	**0,00%**	**0,00%**	72,99%	60,67%	**0,00%**	**0,00%**
	S/N	**0,17%**	**0,00%**	53,73%	60,67%	**0,00%**	**0,00%**
	S/L	**0,23%**	**3,06%**	31,50%	29,10%	**0,00%**	**0,00%**
Tamanho/ Investimento	B/C	36,84%	**2,29%**	97,45%	89,23%	**0,00%**	**0,00%**
	B/N	82,22%	85,12%	62,72%	55,77%	**0,00%**	**0,00%**
	B/A	**0,44%**	**0,03%**	84,18%	54,53%	**0,00%**	**0,00%**
	S/C	4,07%	12,16%	83,42%	77,44%	**0,14%**	**0,13%**
	S/N	**0,54%**	**1,00%**	77,70%	71,71%	**0,00%**	**0,00%**
	S/A	**0,00%**	**0,00%**	92,27%	56,62%	**0,00%**	**0,00%**
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	**0,79%**	**0,05%**	91,19%	68,25%	**0,00%**	**0,00%**
	B/N	**0,12%**	**1,42%**	39,56%	35,39%	**5,33%**	**0,09%**
	B/W	**0,00%**	**0,49%**	54,74%	36,58%	**0,00%**	**0,02%**
	S/R	**0,02%**	**0,49%**	65,38%	69,43%	**0,00%**	**0,00%**
	S/N	**0,32%**	**0,00%**	77,83%	53,51%	**0,00%**	**3,85%**
	S/W	**0,00%**	**0,00%**	42,52%	26,79%	**0,00%**	**3,85%**
Tamanho/ Momento	B/W	**5,26%**	26,32%	53,86%	45,27%	**3,06%**	**0,02%**
	B/L	29,16%	**0,25%**	62,88%	88,26%	**0,00%**	**0,00%**
	S/W	**4,11%**	**0,87%**	64,86%	80,86%	**0,00%**	**1,14%**
	S/L	**0,00%**	**0,55%**	67,30%	51,62%	**0,00%**	**0,15%**

Nota: Teste de Breusch-Pagan para verificação da homocedasticidade dos erros; Teste de Breusch-Godfrey para verificação da correlação serial de lag1; Teste de Jarque Bera para verificação da normalidade dos erros

Na Tabela 6 apresentamos o resumo dos resultados obtidos nas regressões temporais do modelo (3) utilizando 22 carteiras como variáveis dependentes.

Conforme o esperado, todos os valores do intercepto α obtidos foram próximos de 0, sendo que no teste *t* apenas 3 de 22 regressões rejeitaram a hipótese do intercepto ser igual a zero. Apesar do número reduzido de interceptos diferentes de zero, o resultado demonstra a presença de anomalias ainda não explicadas pelo modelo (3). Os trabalhos anteriores realizados no mercado brasileiro, como os de Rogers e Securato (2009), Mussa, Famá e Santos (2012) e Argolo, Leal e Almeida (2012) também falharam em produzir interceptos estatisticamente iguais a zero para todas as regressões.

A regressão do modelo (3), assim como os trabalhos de Málaga e Securato (2004), Rogers e Securato (2009), Mussa, Famá e Santos (2012), Argolo, Leal e Almeida (2012) e Bortoluzzo et al. (2016), apresentou valores positivos e estatisticamente significativos para todos os coeficientes do prêmio de mercado (β).

O coeficiente *s*, referente ao fator SMB que captura o prêmio por tamanho, apresentou alto poder de explicação, uma vez que os resultados foram estatisticamente significativos em 13 das 22 regressões. Os resultados para o coeficiente *s* foram dentro do esperado, visto que portfolios contendo empresas de baixo valor de mercado (S) apresentaram valores de *s* positivos e superiores aos portfolios compostos por empresas de alta capitalização de mercado (B). Interessante notar que o coeficiente foi relevante para todos os portfolios compostos por empresas de baixa capitalização de mercado.

Os trabalhos de Martins, Eid (2015), Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016) obtiveram resultados semelhantes para o coeficiente *s*.

Com relação ao coeficiente *h*, referente ao prêmio pelo índice B/M, nota-se que seu valor foi positivo para carteiras de alto índice B/M e negativo para carteiras de baixo índice B/M, sendo este resultado esperado, como já verificado por Mussa, Famá e Santos (2012) no Brasil e Fama e French (2015) no mercado norte-americano.

No total, o fator HML foi relevante em 16 das 22 regressões, sendo o terceiro fator mais relevante na regressão. Se compararmos este resultado com as evidências obtidas por Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016), em que o coeficiente do índice B/M foi relevante em 92% das regressões, podemos concluir que a inclusão dos fatores rentabilidade (RMW) e investimento (CMA) reduziram apenas marginalmente a relevância do fator HML. Este efeito também foi verificado por Fama e French (2015).

O coeficiente *r*, que mede a sensibilidade dos portfolios ao fator rentabilidade, apresentou valores superiores para portfolios de rentabilidade robusta (R) em comparação a portfolios de rentabilidade fraca (W). Contudo, o prêmio pelo fator rentabilidade foi relevante em 11 das 22 regressões.

Fama e French (2015) encontraram evidências de que o valor de *r* seria maior para portfolios de alto índice B/M do que para portofolios de baixo valor para o mesmo índice, no entanto, não encontramos evidências que suportassem esta afirmativa para o mercado brasileiro.

O coeficiente *c*, referente ao fator investimento (CMA), apresentou valor positivo para as carteiras formadas por empresas que investem de maneira conservadora e valores negativos para empresas que investem de maneira agressiva, principalmente entre empresas de baixa capitalização de mercado, em linha verifcado por Fama e French (2015). O fator rentabilidade mostrou-se o segundo mais relavante, após o prêmio de mercado, sendo estatísticamente relavante em 18 das 22 regressões.

De maneira geral, podemos afirmar que os fatores mais relevantes na explicação dos retornos foram os fatores de mercado e investimento, enquanto os fatores tamanho e rentabilidade foram os menos relevantes.

Na Tabela 7, encontram-se os resultados obtidos com as regressões temporais do modelo (4), que acrescenta o fator momento (WML), aplicado às 22 carteiras.

Analisando os resultados obtidos com o modelo (4), verificamos que os interceptos obtidos também foram próximos a 0, porém, o número de regressões que rejeitaram a hipótese nula de α ser igual a 0 subiu de 3 para 6 das 22 regressões, ou seja, o modelo de seis fatores não melhorou os resultados em relação a redução de anomalias a serem explicadas, sendo esta uma evidência contrária a adição do fator momento no modelo (3).

Os resultados da regressão do modelo (4) para a sensibilidade ao fator mercado foram semelhantes ao obtidos com o modelo (3), ou seja, os valores de β foram positivos e relevantes em todas as regressões.

Tabela 6 – Resumo das regressões aplicando o modelo de cinco fatores (3)

	Portfolio	α	*teste t* de α	β	*teste t* de β	s	*teste t* de s	h	*teste t* de h	r	*teste t* de r	c	*teste t* de c
Tamanho/ Índice B-M	B/H	**-0,0072**	**-1,8632**	**1,1525**	**13,456**	0,0320	0,2768	**0,8193**	**10,9757**	-0,1440	-1,2030	**-0,3411**	**-4,2324**
	B/N	0,0024	1,0569	**1,0485**	**22,522**	0,0531	0,8764	**0,1017**	**3,1501**	0,0116	0,2370	**-0,0950**	**-2,3855**
	B/L	-0,0004	-0,2738	**0,8691**	**20,136**	-0,0922	0,1939	**-0,2274**	**-7,5329**	0,0588	1,5197	0,0349	1,0940
	S/H	0,0002	0,0947	**0,9299**	**21,592**	**1,1190**	**10,5222**	**0,5117**	**9,0451**	**0,1589**	**2,2851**	**-0,1217**	**-2,3705**
	S/N	0,0035	1,1942	**0,8182**	**15,190**	**0,7275**	**5,0265**	0,1189	1,4167	0,0892	0,5686	-0,0648	-0,7999
	S/L	-0,0066	-1,6536	**1,2132**	**13,394**	**1,0243**	**9,2285**	**-0,4416**	**-5,6336**	-0,0438	-0,3047	**-0,4977**	**-6,1366**
Tamanho/ Investimento	B/C	0,0004	0,5479	**1,0554**	**85,976**	**-0,0376**	**-1,9629**	**-0,0395**	**-3,3376**	-0,0179	-1,1001	**0,0895**	**8,2118**
	B/N	0,0014	0,4384	**0,8540**	**14,306**	0,0916	1,2889	-0,0034	-0,0873	**0,1121**	**1,8733**	-0,0672	-1,3557
	B/A	-0,0023	-0,7910	**0,8201**	**17,265**	0,0991	1,1608	**0,3235**	**6,2603**	**0,1270**	**1,9157**	**-0,4817**	**-8,5985**
	S/C	**-0,0056**	**-1,6533**	**0,8634**	**13,709**	**1,2092**	**9,3942**	**0,2982**	**3,8717**	0,0348	0,3040	**0,8526**	**10,1303**
	S/N	**0,0055**	**2,4378**	**0,8763**	**20,079**	**0,8618**	**7,7617**	**0,2032**	**3,2064**	0,1289	1,2264	**-0,1066**	**-1,8057**
	S/A	-0,0030	-1,5418	**1,0987**	**26,720**	**1,0724**	**15,5030**	-0,0649	-1,4455	-0,1101	-1,2757	**-0,5762**	**-12,3405**
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	-0,0002	-0,0828	**0,9511**	**16,304**	**0,1730**	**1,9413**	-0,0390	-0,7104	**0,5055**	**4,7132**	**-0,1643**	**-2,7251**
	B/N	0,0003	0,1760	**1,0594**	**44,971**	-0,0198	-0,6273	**0,0729**	**3,1576**	**-0,0757**	**-2,5198**	**0,0346**	**1,8701**
	B/W	-0,1619	-0,0065	**0,8820**	**17,037**	-0,0498	-0,6930	-0,0267	-0,7436	**-0,0175**	**-3,2424**	**-0,0933**	**-3,0852**
	S/R	0,0024	1,1102	**0,9597**	**21,693**	**0,8445**	**11,2038**	0,0123	0,2862	**0,6153**	**10,5876**	**-0,2246**	**-5,7321**
	S/N	-0,0044	-1,5320	**0,9019**	**17,376**	**1,1061**	**8,4231**	**0,3469**	**5,1611**	**0,2347**	**4,4744**	-0,0507	-0,7499
	S/W	0,0022	1,0033	**1,0288**	**26,350**	**1,0673**	**15,0298**	-0,3804	-0,0008	**-0,7041**	**-8,8388**	**-0,2954**	**-5,5688**
Tamanho/ Momento	B/W	0,0004	0,1988	**0,9706**	**32,664**	-0,0495	-1,1747	**-0,1195**	**-4,7774**	0,0559	1,5366	**0,0840**	**2,6569**
	B/L	-0,0010	-0,3378	**0,9809**	**14,123**	-0,0186	-0,2258	**0,1568**	**2,8479**	-0,0889	-1,4005	**-0,1570**	**-2,6822**
	S/W	**0,0071**	**3,2382**	**0,7832**	**18,224**	**0,6854**	**8,4804**	**0,1245**	**2,6670**	**0,2187**	**3,3912**	**-0,1494**	**-3,5712**
	S/L	-0,0073	-2,6797	**1,1768**	**18,847**	**1,4347**	**11,3836**	**0,1290**	**1,8146**	**-0,2722**	**-2,4175**	**-0,2625**	**-3,9946**

Nota: Erros padrões robustos para carteiras com heterocedasticidade. Valores em negrito representam os coeficientes que apresentam siginificância estatística de 10%.

O coeficiente *s*, referente ao fator tamanho de mercado, aumentou sua relevância na explicação dos retornos em relação ao modelo (3), uma vez que o número de coeficientes estatisticamente significativos aumentou de 13 para 16, ou seja, a inclusão do fator momento aumentou relevância do fator tamanho na regressão. Tal efeito difere dos resultados obtidos por Mussa, Famá e Santos (2012) que verificaram a relevância do fator tamanho ser reduzida ao adicionar o fator momento ao modelo (1).

O impacto da inclusão de um sexto fator no modelo foi marginalmente positvo para o coeficiente *h*, que mede a sensibilidade ao prêmio pelo índice B/M. O coeficiente passou a ser o segundo mais relevate na explicação dos retornos dos portfolios, subindo de 16 para 17 o número de coeficientes estatisticamente significativos.

Houve uma diminuição na relevância dos fatores rentabilidade e investimento ao acrescentarmos o fator momento no modelo. O número de coeficientes significativos para o fator rentabilidade reduziu de 11 para 9, do mesmo modo que o fator investimento reduziu a quantidade de coeficientes significativos de 18 para 15.

Por fim, o coeficiente *p*, que mede a sensibilidade do portfolio ao fator momento, mostrou-se de fato positivo para carteiras compostas por empresas com momento positivo (*winners*) e negativo para carteiras com empresas com momento negativo (*losers*). No entanto, chama a atenção o fato de que os valores do coeficiente *p* foram estatisticamente significativos em 12 das 22 regressões, evidenciando a relevância do fator momento na explicação dos retornos. O trabalho de Mussa. Famá e Santos (2012), apesar de não ter constatado prêmio positivo para o fator momento, verificou o mesmo comportamento para os valores de *p* ao obter relevância estatística em 10 de 12 regressões. Bortoluzzo et al. (2016) também verificou que a sensibilidade ao fator momento era relevante em 8 de 12 regressões.

Tabela 7 – Resumo das regressões aplicando o modelo de seis fatores (4)

	Portfolio	α	teste t de α	β	teste t de β	s	teste t de s	h	teste t de h	r	teste t de r	c	teste t de c	p	teste t de p
Tamanho/ Índice B-M	B/H	-0,0050	-1,3615	**1,1108**	**13,671**	-0,0208	-0,1746	**0,7858**	**10,1816**	-0,0972	-0,7197	**-0,2906**	**-3,9786**	**-0,2922**	**-2,9119**
	B/N	0,0024	1,0070	**1,0411**	**21,572**	0,0408	0,7147	**0,0979**	**2,8846**	0,0395	0,6180	**-0,0918**	**-2,2742**	-0,0218	-0,4448
	B/L	-0,0003	-0,2016	**0,8583**	**16,244**	**-0,1123**	**-1,6540**	**-0,2166**	**-6,7654**	-0,0395	-0,7015	0,0361	1,1176	0,0156	0,2689
	S/H	-0,0006	-0,2967	**0,9323**	**21,750**	**1,1062**	**12,0395**	**0,5195**	**9,7539**	-0,1225	-1,1809	-0,0822	-1,1733	**0,1562**	**1,6741**
	S/N	0,0034	1,1743	**0,7877**	**12,477**	**0,6321**	**5,0178**	0,0927	1,0118	0,1856	1,1229	-0,0387	-0,4279	-0,0209	-0,1422
	S/L	-0,0052	-1,3657	**1,1848**	**12,163**	**1,1978**	**9,1769**	**-0,4781**	**-5,9433**	-0,1801	-1,1227	**-0,4088**	**-6,0428**	-0,1516	-1,2051
Tamanho/ Investimento	B/C	0,0002	0,2923	**1,0674**	**62,217**	-0,0096	-0,5427	**-0,0354**	**-2,6220**	-0,0278	-1,1847	**0,0841**	**7,0086**	0,0250	1,1440
	B/N	-0,0003	-0,1194	**0,8538**	**14,638**	0,0409	0,5286	-0,0151	-0,3303	**0,4497**	**4,5335**	**-0,1106**	**-1,7847**	0,1085	1,4268
	B/A	-0,0021	-0,7516	**0,8045**	**16,492**	0,1098	1,3988	**0,3554**	**6,8687**	**-0,2385**	**-2,3780**	**-0,4576**	**-8,1734**	0,0325	0,4997
	S/C	-0,0038	-1,2397	**0,8208**	**13,060**	**1,1626**	**11,0790**	**0,2854**	**4,1361**	**-0,3927**	**-3,4305**	**0,9604**	**12,6744**	-0,1421	-1,4601
	S/N	**0,0038**	**1,9519**	**0,8867**	**18,398**	**0,8279**	**9,6074**	**0,1892**	**3,1083**	**0,2784**	**2,4833**	**-0,1133**	**-1,9637**	**0,1661**	**1,8137**
	S/A	-0,0016	-0,8493	**1,0837**	**25,601**	**1,0433**	**15,5668**	**-0,1053**	**-1,9474**	**-0,1820**	**-2,1926**	**-0,4980**	**-10,8659**	**-0,1497**	**-2,0071**
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	0,0002	0,0835	**0,8840**	**15,692**	**0,1709**	**2,1465**	0,0744	1,4598	**-0,7127**	**-5,0059**	**-0,0947**	**-1,7287**	**0,1296**	**1,6534**
	B/N	0,0005	0,3585	**1,0556**	**43,111**	**-0,0651**	**-2,1410**	**0,0446**	**2,2794**	**0,1790**	**4,1534**	0,0269	1,4752	**-0,0568**	**-1,6426**
	B/W	-0,0002	-0,0773	**0,9228**	**15,295**	0,0568	0,6687	-0,0353	-0,9026	-0,0612	-0,8022	**-0,1006**	**-3,2541**	-0,0264	-0,4187
	S/R	0,0032	1,2644	**0,8565**	**15,182**	**0,6979**	**7,4285**	**0,0997**	**1,6234**	**-0,5591**	**-6,2827**	**-0,1292**	**-2,2934**	**0,1450**	**1,7706**
	S/N	**-0,0052**	**-2,0533**	**0,8738**	**16,559**	**1,0138**	**8,9125**	**0,3434**	**4,9055**	0,0925	0,8560	-0,0160	-0,1661	0,1165	1,0721
	S/W	0,0031	1,1642	**1,1000**	**21,610**	**1,1490**	**12,8866**	**-0,1500**	**-2,3634**	**0,3720**	**3,4250**	**-0,2680**	**-3,9782**	**-0,3455**	**-3,7782**
Tamanho/ Momento	B/W	**-0,0024**	**-1,8294**	**1,0476**	**46,023**	**0,0963**	**2,5070**	**-0,0817**	**-3,6264**	0,0275	0,6509	0,0241	1,0347	**0,3241**	**10,3715**
	B/L	**0,0040**	**2,0545**	**0,8325**	**16,571**	**-0,3300**	**-4,6915**	**0,0821**	**2,0722**	0,0299	0,4025	-0,0561	-1,5336	**-0,5848**	**-8,2415**
	S/W	**0,0035**	**2,1394**	**0,8554**	**22,645**	**0,7959**	**13,3448**	**0,1691**	**5,1882**	0,0361	0,5379	**-0,1919**	**-6,6748**	**0,4610**	**9,8091**
	S/L	**-0,0029**	**-1,7420**	**1,0704**	**30,508**	**1,2221**	**22,9032**	0,0053	0,1736	0,0337	0,5243	**-0,1117**	**-3,3957**	**-0,6301**	**-11,6455**

Nota: Erros padrões robustos para carteiras com heterocedasticidade. Valores em negrito representam os coeficientes que apresentam siginificância estatística de 10%.

Com o intuito de verificarmos o impacto da adição do fator momento sobre a capacidade preditiva dos dois modelos, na Tabela 8 apresentamos as variações do coeficente de determinação, R^2, ajustado do modelo 3 para o modelo 4.

Os valores de R^2 ajustado obtidos nas regressões utilizando o modelo (3) variaram entre 56,7% e 97,8%, enquanto as regressão utilizando o modelo de seis fatores (4) apresentaram R^2 ajustado entre 58,0% e 97,8%.

Contudo, aplicando o modelo proposto de seis fatores, houve melhora no coeficiente de derteminação em 16 das 22 regressões, sugerindo que adição do fator momento proporciona o aprimoramento do modelo de Fama e French de 5 fatores para a capacidade de explicação dos retornos.

Tabela 8 – Variações do coeficiente de determinação R^2 ajustado

	Portfolio	R² ajustado 5 fatores	R² ajustado 6 fatores	Δ (p.p.)
Tamanho/ Índice B-M	B/H	72,3%	73,9%	**1,6**
	B/N	79,4%	79,4%	**0,0**
	B/L	83,8%	83,7%	-0,1
	S/H	83,4%	83,2%	-0,2
	S/N	56,7%	58,0%	**1,3**
	S/L	76,5%	77,7%	**1,3**
Tamanho/ Investimento	B/C	97,8%	97,8%	**0,0**
	B/N	56,7%	63,6%	**6,9**
	B/A	67,0%	67,7%	**0,7**
	S/C	80,6%	82,9%	**2,3**
	S/N	72,0%	76,7%	**4,7**
	S/A	89,3%	89,8%	**0,5**
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	66,5%	68,5%	**2,0**
	B/N	91,8%	92,6%	**0,8**
	B/W	71,6%	70,0%	-1,6
	S/R	77,3%	66,4%	-10,9
	S/N	71,9%	70,8%	-1,0
	S/W	90,2%	84,2%	-6,0
Tamanho/ Momento	B/W	85,0%	91,5%	**6,5**
	B/L	67,4%	83,6%	**16,2**
	S/W	67,6%	81,5%	**13,9**
	S/L	84,1%	94,3%	**10,2**

Nota: Em negrito estão as regressões que apresentaram aumento do coeficiente de determinação com a aplicação do modelo (4)

4.4. Análise das Regressões – Com controle para os períodos de crise

Realizamos a análise das regressões aplicando os modelos (3) e (4) sobre a série com controle para os períodos de crise comparando com os resultados obtidos nas regressões para a série completa, em relação ao número de coeficientes relevantes para cada fator e variações do coeficiente de determinação R^2. Os resultados verificados para ambos os modelos estão expostos nas tabelas 9 e 10.

O número de interceptos obtidos que rejeitaram a hipótese de serem iguais a zero foi superior, mesmo com a retirada de momentos de ruptura do mercado, em comparação ao resultado obtidos aplicando a série completa. O modelo (3) de cinco fatores aumentou de 3 para 4, enquanto o modelo (4) de seis fatores rejeitou a hipótese para 6 das 22 regressões. Contudo, a hipótese de que a retirada da amostra dos momentos de quebra de mercado diminuíria as anomalias a serem explicadas pelo modelo (4) não foi verificada. Adicionalmente, a evidência empírica foi de que a adição do fator momento de fato não reduziu a quantidade de anomalias a serem explicadas seja para a amosrta completa ou livre de períodos de quebra.

Com relação aos coeficentes restante não foram verificadas alterações relevantes a respeito da significância dos coeficientes ou para os coeficentes de determinação R^2. Excluindo os períodos de quebra da amostra, o modelo (3) apenas aumentou a relevância do prêmio por índice B/M (HML) de 16 para 17, e do prêmio por rentabilidade (RMW) de 11 para 12. O modelo (4) aplicado sobre a mesma amostra, obteve exatamente o mesmo número de coeficientes siginificativos e valores de R^2 muito próximos ao obtidos para a série completa.

Em resumo, aplicando o controle de momentos de quebras de mercados para o período da amostra, melhorou marginalmente os resultados obtidos com o modelo (3), enquanto não apresentou melhora para os resultados do modelo (4).

Tabela 9 – Resumo das regressões aplicando o modelo de cinco fatores (3) excluindo períodos de ruptura

	Portfolio	α	*teste t* de α	β	*teste t* de β	s	*teste t* de s	h	*teste t* de h	r	*teste t* de r	c	*teste t* de c
Tamanho/ Índice B-M	B/H	-0,0062	-1,5127	**1,2201**	**13,0955**	0,1095	0,8800	**0,7998**	**9,6328**	-0,0723	-0,5805	**-0,3168**	**-3,6469**
	B/N	0,0015	0,6317	**1,1077**	**21,3022**	0,0733	1,1265	**0,0684**	**1,9343**	0,0518	0,9600	**-0,0704**	**-1,5930**
	B/L	0,0015	0,9164	**0,8175**	**16,6878**	**-0,1284**	**-1,8835**	**-0,2185**	**-7,0000**	0,0314	0,7681	0,0120	0,3448
	S/H	0,0018	0,9410	**0,9061**	**18,0791**	**1,0224**	**11,4039**	**0,4769**	**9,4441**	**0,1331**	**2,0286**	**-0,1719**	**-4,5374**
	S/N	0,0033	1,1676	**0,8113**	**12,5981**	**0,8106**	**5,9933**	**0,1750**	**2,1201**	0,1111	0,7674	-0,0120	-0,1621
	S/L	-0,0060	-1,4374	**1,3087**	**14,0175**	**1,2603**	**9,1659**	**-0,5048**	**-6,1332**	0,0294	0,2097	**-0,5007**	**-5,9679**
Tamanho/ Investimento	B/C	0,0002	0,2493	**1,0525**	**70,4572**	-0,0285	-1,5584	**-0,0332**	**-2,7878**	-0,0188	-1,0325	**0,0966**	**9,2479**
	B/N	0,0006	0,2014	**0,9386**	**13,4545**	**0,1286**	**1,7037**	-0,0206	-0,5242	**0,1650**	**2,7460**	-0,0583	-1,1037
	B/A	-0,0002	-0,0563	**0,8079**	**14,2125**	0,0964	1,1960	**0,2937**	**6,1541**	**0,1473**	**2,1763**	**-0,4989**	**-9,3357**
	S/C	-0,0046	-1,3654	**0,8900**	**11,8865**	**1,2039**	**9,2984**	**0,2400**	**3,1706**	0,0575	0,5040	**0,8425**	**9,9848**
	S/N	**0,0058**	**2,6732**	**0,8933**	**16,1336**	**0,9556**	**9,5839**	**0,2444**	**4,2056**	**0,1660**	**1,7024**	**-0,0718**	**-1,4422**
	S/A	**-0,0042**	**-1,9317**	**1,1346**	**21,5747**	**1,0790**	**13,4214**	**-0,0869**	**-1,6897**	-0,1086	-1,2128	**-0,5620**	**-11,0034**
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	0,0012	0,3753	**0,9476**	**11,5703**	**0,1488**	**1,4394**	-0,0628	-0,9596	**0,5115**	**4,3262**	**-0,1675**	**-2,5136**
	B/N	-0,0006	-0,4222	**1,0648**	**38,1803**	-0,0218	-0,6120	**0,1020**	**4,2105**	**-0,0950**	**-2,9571**	0,0218	1,0559
	B/W	0,0014	0,5601	**0,8888**	**14,7146**	-0,0638	-0,7358	**-0,0680**	**-1,8937**	**-0,1555**	**-2,7661**	**-0,0791**	**-2,4920**
	S/R	0,0032	1,4103	**0,9931**	**17,4729**	**0,9065**	**11,7131**	0,0092	0,2061	**0,6612**	**10,3694**	**-0,1886**	**-5,2662**
	S/N	-0,0026	-1,0602	**0,8528**	**13,9195**	**0,9583**	**10,2240**	**0,2970**	**5,4174**	**0,1886**	**3,4716**	**-0,1211**	**-2,6058**
	S/W	0,0029	1,2620	**1,0520**	**20,6489**	**1,1190**	**14,1523**	0,0143	0,2645	**-0,6718**	**-8,0937**	**-0,2770**	**-4,7598**
Tamanho/ Momento	B/W	0,0011	0,5943	**0,9757**	**25,8791**	-0,0458	-0,9703	**-0,1069**	**-3,8673**	0,0558	1,4761	**0,0868**	**2,4666**
	B/L	-0,0028	-0,8353	**1,0379**	**13,0384**	-0,0227	-0,2436	**0,1197**	**2,1166**	-0,0726	-1,1514	**-0,1565**	**-2,4156**
	S/W	**0,0087**	**3,8928**	**0,7866**	**14,8488**	**0,7389**	**9,6165**	**0,1567**	**3,4510**	**0,2529**	**3,8498**	**-0,1314**	**-3,5248**
	S/L	**-0,0077**	**-3,0086**	**1,2092**	**16,8492**	**1,3810**	**11,9744**	0,0631	0,9335	**-0,2862**	**-2,5192**	**-0,2967**	**-5,3128**

Nota: Erros padrões robustos para carteiras com heterocedasticidade. Valores em negrito representam os coeficientes que apresentam siginificância estatística de 10%.

Tabela 10 – Resumo das regressões aplicando o modelo de seis fatores (4) excluindo períodos de ruptura

	Portfolio	α	teste t de α	β	teste t de β	s	teste t de s	h	teste t de h	r	teste t de r	c	teste t de c	p	teste t de p
Tamanho/ Índice B-M	B/H	-0,0050	-1,3615	**1,1108**	**13,671**	-0,0208	-0,1746	**0,7858**	**10,1816**	-0,0972	-0,7197	**-0,2906**	**-3,9786**	**-0,2922**	**-2,9119**
	B/N	0,0024	1,0070	**1,0411**	**21,572**	0,0408	0,7147	**0,0979**	**2,8846**	0,0395	0,6180	**-0,0918**	**-2,2742**	-0,0218	-0,4448
	B/L	-0,0003	-0,2016	**0,8583**	**16,244**	**-0,1123**	**-1,6540**	**-0,2166**	**-6,7654**	-0,0395	-0,7015	0,0361	1,1176	0,0156	0,2689
	S/H	-0,0006	-0,2967	**0,9323**	**21,750**	**1,1062**	**12,0395**	**0,5195**	**9,7539**	-0,1225	-1,1809	-0,0822	-1,1733	**0,1562**	**1,6741**
	S/N	0,0034	1,1743	**0,7877**	**12,477**	**0,6321**	**5,0178**	0,0927	1,0118	0,1856	1,1229	-0,0387	-0,4279	-0,0209	-0,1422
	S/L	-0,0052	-1,3657	**1,1848**	**12,163**	**1,1978**	**9,1769**	**-0,4781**	**-5,9433**	-0,1801	-1,1227	**-0,4088**	**-6,0428**	-0,1516	-1,2051
Tamanho/ Investimento	B/C	0,0002	0,2923	**1,0674**	**62,217**	-0,0096	-0,5427	**-0,0354**	**-2,6220**	-0,0278	-1,1847	**0,0841**	**7,0086**	0,0250	1,1440
	B/N	-0,0003	-0,1194	**0,8538**	**14,638**	0,0409	0,5286	-0,0151	-0,3303	**0,4497**	**4,5335**	**-0,1106**	**-1,7847**	0,1085	1,4268
	B/A	-0,0021	-0,7516	**0,8045**	**16,492**	0,1098	1,3988	**0,3554**	**6,8687**	**-0,2385**	**-2,3780**	**-0,4576**	**-8,1734**	0,0325	0,4997
	S/C	-0,0038	-1,2397	**0,8208**	**13,060**	**1,1626**	**11,0790**	**0,2854**	**4,1361**	**-0,3927**	**-3,4305**	**0,9604**	**12,6744**	-0,1421	-1,4601
	S/N	**0,0038**	**1,9519**	**0,8867**	**18,398**	**0,8279**	**9,6074**	**0,1892**	**3,1083**	**0,2784**	**2,4833**	**-0,1133**	**-1,9637**	**0,1661**	**1,8137**
	S/A	-0,0016	-0,8493	**1,0837**	**25,601**	**1,0433**	**15,5668**	**-0,1053**	**-1,9474**	**-0,1820**	**-2,1926**	**-0,4980**	**-10,8659**	**-0,1497**	**-2,0071**
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	0,0002	0,0835	**0,8840**	**15,692**	**0,1709**	**2,1465**	0,0744	1,4598	**-0,7127**	**-5,0059**	**-0,0947**	**-1,7287**	**0,1296**	**1,6534**
	B/N	0,0005	0,3585	**1,0556**	**43,111**	**-0,0651**	**-2,1410**	**0,0446**	**2,2794**	**0,1790**	**4,1534**	0,0269	1,4752	**-0,0568**	**-1,6426**
	B/W	-0,0002	-0,0773	**0,9228**	**15,295**	0,0568	0,6687	-0,0353	-0,9026	-0,0612	-0,8022	**-0,1006**	**-3,2541**	-0,0264	-0,4187
	S/R	0,0032	1,2644	**0,8565**	**15,182**	**0,6979**	**7,4285**	**0,0997**	**1,6234**	**-0,5591**	**-6,2827**	**-0,1292**	**-2,2934**	**0,1450**	**1,7706**
	S/N	**-0,0052**	**-2,0533**	**0,8738**	**16,559**	**1,0138**	**8,9125**	**0,3434**	**4,9055**	0,0925	0,8560	-0,0160	-0,1661	0,1165	1,0721
	S/W	0,0031	1,1642	**1,1000**	**21,610**	**1,1490**	**12,8866**	**-0,1500**	**-2,3634**	**0,3720**	**3,4250**	**-0,2680**	**-3,9782**	**-0,3455**	**-3,7782**
Tamanho/ Momento	B/W	**-0,0024**	**-1,8294**	**1,0476**	**46,023**	**0,0963**	**2,5070**	**-0,0817**	**-3,6264**	0,0275	0,6509	0,0241	1,0347	**0,3241**	**10,3715**
	B/L	**0,0040**	**2,0545**	**0,8325**	**16,571**	**-0,3300**	**-4,6915**	**0,0821**	**2,0722**	0,0299	0,4025	-0,0561	-1,5336	**-0,5848**	**-8,2415**
	S/W	**0,0035**	**2,1394**	**0,8554**	**22,645**	**0,7959**	**13,3448**	**0,1691**	**5,1882**	0,0361	0,5379	**-0,1919**	**-6,6748**	**0,4610**	**9,8091**
	S/L	**-0,0029**	**-1,7420**	**1,0704**	**30,508**	**1,2221**	**22,9032**	0,0053	0,1736	0,0337	0,5243	**-0,1117**	**-3,3957**	**-0,6301**	**-11,6455**

Nota: Erros padrões robustos para carteiras com heterocedasticidade. Valores em negrito representam os coeficientes que apresentam siginificância estatística de 10%.

4.5. Aplicação do teste GRS

Como último aspecto de análise sobre a performance dos modelos, realizamos o teste estatísticos GRS de Gibbons, Ross e Shanken (1989), cuja a hipótese nula testada é se os interceptos α obtidos nas regressões são estatisticamente indistinguiveis de zero.

Na tabela 11 estão os resultados do teste GRS aplicado para os modelos (3) e (4) sobre as amostras com e sem períodos de quebra. Os quatro testes realizados não rejeitarm a hipótese nula dos interceptos observados serem iguais indistinguiveis de zero. Entretanto, cabe ressaltar que para tornar o teste possível, a série histórica de retorno de alguns portifolios tiveram que ser retiradas, principalmente aqueles que sofriam da baixa diversificação de mepresas na sua composição. Do número incial de 22 portfolios, 5 tiveram que ser retirados para o teste GRS fosse matematicamente possível.

Contudo, ainda que os dois modelos tenham rejeitado a hipótese nula, os resultados indicaram que o modelo (4) de seis fatores obteve resultados superiores ao modelo (3) seja para o período todo ou para a amostra sem períodos de quebra. Interessante notar que a diferença no resultado do teste GRS aumenta entre os dois modelos uma vez retirados os períodos de quebra.

De maneira geral, os resultados do teste GRS indicam uma leve superioridade do modelo de seis fatores sobre o modelo de cinco fatores na obtenção de interceptos indistinguiveis de zero.

Tabela 11 – Teste GRS dos modelos (3) e (4)

	Modelo 5 fatores - todo o período	Modelo 6 fatores - todo o período	Modelo 5 fatores - sem períodos de ruptura	Modelo 6 fatores - sem períodos de ruptura
Teste GRS	1,0811	0,8711	1,4135	1,0647
p-valor	0,3795	0,6141	0,1265	0,3923

5. Conclusões

O presente artigo teve por objetivo investigar a viabilidade da inclusão de um sexto fator de risco, o fator momento, ao modelo de apreçamento de ativos de cinco fatores de Fama e French (2015), aplicado ao mercado acionário brasileiro entre 1997 e 2016. Analisamos os prêmios de risco de mercado, tamanho, índice B/M, investimento, rentabilidade e, principalmente, de momento. Em seguida, foram analisadas as regressões temporais e poder de explicação dos modelos de cinco e seis fatores comparando seus resultados.

Foi verificado prêmio positivo para o mercado brasileiro em relação à taxa livre de risco adotada. Nota-se que o valor encontrado foi inferior àqueles dos trabalhos realizados no Brasil cuja amostra é anterior à crise de 2008, ao mesmo tempo que o resultado obtido pelo presente estudo aproxima-se dos trabalhos mais recentes sobre o tema. O prêmio de risco pelo tamanho das empresas foi positivo e relevante, diferentemente dos trabalhos de Málaga e Securato (2004) e Mussa, Famá e Santos (2012) que verificaram prêmio negativo e não relavante para o mercado brasileiro. Atribuímos esta diferença ao fato do presente estudo incluir os anos posteriores à crise de 2008, em que as ações brasileiras de baixa capitalização apresentaram valorização acima da média de mercado. Segundo Fama e French (1993), empresas de menor capitalização tendem a apresentar retornos superiores aos de empresas de maior valor de mercado, fato confirmado por este estudo.

O prêmio de risco pelo índice B/M foi negativo, porém não relevante. O trabalho de Bortoluzzo et al. (2016) também encontrou evidências de não haver prêmio positivo para o índice B/M no mercado brasileiro, divergindo do afirmado por Fama e Fench (1993), segundo o qual, empresas de alto índice B/M apresentam retornos superiores ao de empresas de baixo índice B/M.

Encontramos valores negativos para os prêmios por rentabilidade e investimento, contrapondo o resutlado observado por Fama e French (2015) para o mercado norte-americano. Contudo, podemos dizer que no Brasil, para o período analisado, empresas que investem de maneira agressiva apresentaram, em média, resultados superiores a empresas que investem de maneira conservadora. Atribuímos tal fato às distorções do mercado brasileiro como taxas de financiamento subsidiadas e incentivos fiscais, que compromentem a racionalidade dos agentes.

Em relação ao fator momento, apesar de não termos verificado significância estatística, obtivemos valor positivo para o prêmio por momento, diferentemente do trabalho de Mussa, Famá e Santos (2012) que verificaram valor negativo para o prêmio de momento no Brasil. Possivelmente, a falta de significância para o pêmio de momento decorre da inclusão do período da crise de 2008, quando a estratégia de momento sofreu ruptura nos retornos, como verificado por Piccoli (2015).

As regressões temporais realizadas com o modelo de seis fatores mostraram que o fator mais importante na explicação dos retornos dos ativos é o fator de mercado, seguido pelo fator do índice B/M. Ressalta-se que a inclusão do fator momento aumentou a relevância dos fatores tamanho e índice B/M, ao mesmo tempo que reduziu a relevância dos fatores investimento e rentabilidade. Os trabalhos de Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016), que aplicaram o modelo de quatro fatores no mercado brasileiro, também encontraram maior relevância para o índice B/M do que para o fator de tamanho das empresas. As regresões realizadas com o modelo de cinco fatores mostraram que o fator mais relevante na explicação dos retornos, após o fator de mercado, foi o de rentabilidade. Logo, é possível concluir que o modelo de cinco fatores reduz a relevância do fator de índice B/M, como verificado por Fama e French (2015), enquanto que a inclusão do fator momento aumenta a relevância do fator medido pelo índice B/M, conforme afirmado por Asness (2014).

A adição do fator momento aumentou marginalmente o poder preditivo do modelo de seis fatores em relação ao de cinco fatores obtendo coeficientes de determinação, R^2, ajustados superiores em 72,7% das regressões, validando assim a aplicação do modelo proposto ao mercado brasileiro. Adicionalmente, os intervalos de coeficientes de determinação ajustados obtidos com o presente estudo foram superiores aos verificados por Mussa, Famá e Santos (2012) e Bortoluzzo et al. (2016) que utilizam o modelo de quatro fatores de Carhart (1997).

O teste GRS demonstrou que tanto tanto o modelo de cinco quanto o seis fatores aceitam a hipótese dos interceptos serem iguais a zero, entretanto, uma vez que analisando as regressões de forma individual o modelo de cinco fatores obteve um menor número de interceptos significativamente diferentes de zero, que o modelo proposto por Fama e French (2015) é superior neste quesito.

Ressaltamos que pelo tamanho limitado na quantidade de empresas de capital aberto no mercado acionário no Brasil em comparação com mercados desenvolvidos, encontramos dificuldade em formar carteiras diversificadas para mensuração dos prêmios, como por exemplo, a falta de empresas de baixo valor de mercado que investem de maneira conservadora, o que potencialmente compromente alguns resultados. Desta forma, julgamos necessária a investigação de arranjos alternativos que reduzam o número de carteiras necessárias para apuração dos prêmios.

Por fim, entendemos que, apesar da falta de respaldo na teoria financeira, a ultilização do prêmio por momento permance como anomalia a ser explicada, e sua adição como fator explicativo não é justificada dados os resultados obtidos com a aplicação do modelo de cinco fatores e a restrição de tamanho do mercado brasileiro

Para trabalhos futuros, sugerimos, como citado anteriormente, a formação de arranjos alternativos do modelo de cinco fatores que substituam os fatores rentabilidade e investimento pelo fator momento. Sugerimos também a investigação dos efeitos sobre a previsibilidade dos modelos de apreçamento utilizando dados correntes de mercado – sem descasamento de meses - para a apuração dos prêmios de momento, valor de mercado e índice B/M, conforme a metodologia proposta por Asness e Frazzini (2013).

Referências

AHARONI, G., GRUNDY, B., ZENG, Q. **Stocks returns and the Miller Modigliani valuation formula: revisiting the Fama French analysis.** Journal of Financial Economics, vol 110, n.2 , p. 347-353, 2013.

ARGOLO, E. F. B.; LEAL, R. P. C; ALMEIDA, V. S. **O modelo de Fama e French é aplicável no Brasil?** Relatório COPEAD, 2012.

ASNEES, C. S. **Our model goes to Six and Saves Value from Redundancy Along the Way.** 2014. Disponível em: www.aqr.com/cliffs-perspective. Acesso em: 5 mai. 2017.

ASNESS, C. S. **Fama on Momentum. 2016.** Disponível em: www.aqr.com/cliffs-perspective. Acesso em: 5 mai 2017.

ASNEES, C. S.; FRAZZINI, A. **The Devil in HML's Details.** The Journal of Portfolio Management, vol. 39, n.4, p. 46-68, 2013.

BANZ, R. W. **The relationship between return and market value of common stocks.** Journal of Finance Economics, vol 9, p 3-18, 1981.

BASU, S. **The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence.** Journal of Financial Economics, vol 12, p. 129-156, 1983.

BHANDARI, L. C. **Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical Evidence.** The Journal of Finance, vol. 43, p 507-528, 1988.

BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. S. **The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests.** Studies in theory of capital markets, Praeger Publishers Inc., 1972.

BORTOLUZZO, A. B.; VENEZUELA, M. K.; BORTOLUZZO, M. M.; NAKAMURA, W. T. **The influence of the 2008 crisis on the predictiveness of risky assets pricing models in Brazil.** Revista Contabilidade & Finanças, vol. 27, n. 72, 2016.

CAKICI, N.; FABOZZI, F.; TAN, S. **Size, Value, and momentum in emerging market stock returns.** Emerging Markets Review, vol.16, p. 46-65, 2013.

CARHART, M. M.. **On persistence in mutual fund performance.** The Journal of Finance, vol.52, p. 57-82, 1997.

DANIEL, K.; MOSKOWITZ T. J. **Momentum Crashes.** Journal of Finance Economics, vol. 122, p. 221-247, 2016.

FAMA, E. F.; FRENCH K. R.. **The Cross-Section of Expected Stock Returns.** The Journal of Finance, vol. 47, n.2 , p. 427-466, 1992.

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

FAMA, E. F.; FRENCH K. R. **Multifactor Explanation of Asset Pricing Anomalies.** The Journal of Finance, vol. 51, p. 55-84, 1996.

FAMA, E. F.; FRENCH K. R. **The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence.** Journal of Economic Perspectives, vol. 18, p. 25-46, 2004.

FAMA, E. F.; FRENCH K. R. **Dissecting Anomalies.** The Journal of Finance, vol. 63, p. 1653-1678, 2008.

FAMA, E. F.; FRENCH K. R. **Size, value, and momentum in international stock returns.** Journal of Financial Economics, vol. 105, p. 457-472, 2012.

FAMA, E. F.; FRENCH K. R. **A five-factor asset pricing model.** Journal of Financial Economics, vol. 116, p. 1-22, 2015.

GIBBONS, M.; ROSS S.; SHAKEN, J. **A test of the efficiency of a given portfolio.** Econometrica, vol. 57, p. 1121-1152, 1989.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. **Returns Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency.** The Journal of Finance, p. 65-91, 1993.

LINTNER, J. **The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets.** The Review of Economics and Statistics, vol.47, p.13-57, 1965.

MÁLAGA F. K.; SECURATO, J. R. **Aplicação do modelo dos três fatores de Fama & French no Mercado acionário brasileiro – um estudo empírico do período 1995-2003.** In: Encontro da associação nacional de pós graduação e pesquisa em administração, 28., 2004, ANPAD, 2004.

MARKOWITZ, H. M. **Portfolio Section: efficient diversification of investments.** Yale University, 1959.

MARTINS, C.; EID, W. **Pricing Assets with Fama and French 5-Factor Model: a Brazilian market novelty.** 15th Brazilian Finance Conference, 2015.

MUSSA, A.; FAMÁ, R.; SANTOS, J. O. **A Adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos de três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro.** Revista de Gestão USP, vol. 19, p. 453-472, 2012.

NOVY-MARX, R. **The other side of value: The gross profitability premium.** Journal of Financial Economics, vol 108, p. 1-28, 2013.

PICCOLI, P. R. et al. **Revisitando as estratégias de momento: o mercado brasileiro é realmente uma exceção?** Rev. Adm. (São Paulo), São Paulo , v. 50, n. 2, p. 183-195, 2015.Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0080-1072015000200183&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 18 set. 2017.

RAYES, A. C. R. W.; ARAUJO, G. S.; BARBEDO, C. H. S. **O modelo de 3 fatores de Fama e French ainda explica os retornos no mercado acionário brasileiro?** Revista Alcance, vol 19 (1), p. 52-61, 2012.

REINGANUM, M. R. **A new empirical perspective on the CAPM.** The Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol 16, p. 439-462, 1981.

ROGERS; P.; SECURATO, J. R. **Estudo comparativo no Mercado brasileiro do capital asset pricing modelo (CAPM).** RAC Eletrônica, vol 3, n.1, p. 159-179, 2009.

RUIZ, R. H. **Modelo de cinco fatores de Fama e French: o mercado brasileiro.** Dissertação de Mestrado Economia Insper, 2015.

SCHOLES, M. S.; BLACK, F.; JENSEN, M. C. **The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests.** Praeger Publishers Inc., p.79-121, 1972.

SILVEIRA, A. D. M., BARROS, L. A. B. C., & FAMÁ, R. **Estrutura de Governança e Valor das Companhias Abertas Brasileiras.** RAE – Revista de Administração de Empresas, vol. 43, n. 3, p. 50-64, 2003.

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