

DOI: <http://dx.doi.org/10.9771/rcufba.v15i0.42853>

**O MODELO DE CINCO FATORES DE FAMA E FRENCH E O FATOR MOMENTO:
UMA APLICAÇÃO AO MERCADO BRASILEIRO**

*THE FIVE FACTORS MODEL OF FAME AND FRENCH AND THE MOMENT FACTOR: AN
APPLICATION TO THE BRAZILIAN MARKET*

Adriana Bruscato Bortoluzzo

Inspere

AdrianaB@insper.edu.br

Gabriel Iseppe Porto

Inspere

AdrianaB@insper.edu.br

Maurício Mesquita Bortoluzzo

Saint Paul Escola de Negócios

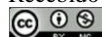
mauriciomesquita@hotmail.com

RESUMO

Nos últimos 10 anos uma carteira formada pela estratégia de momento teve uma rentabilidade superior a 528% enquanto o retorno de mercado foi de -16,32% (NEFIN, 2020). Mesmo assim, um dos modelos mais utilizados atualmente na literatura para explicar o retorno de carteiras, o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015), não inclui o fator momento. Ao avaliar empiricamente o modelo de cinco fatores no mercado brasileiro entre 1997 e 2016, encontramos evidências de retorno não explicado pelo modelo de cinco fatores e investigamos a viabilidade da inclusão do fator momento, conforme sugerido por Asness (2016). O principal resultado do estudo é que o modelo de 6 fatores foi superior ao modelo de 5 fatores para explicar os retornos das carteiras.

Palavras-chave: Modelo de apreçamento de ativos. Modelo de cinco fatores de Fama e French. Momento. Anomalia. Carteira.

Recebido em 22/12/2020. Editor responsável: José Maria Dias Filho



ABSTRACT

In the past 10 years, a portfolio formed by the strategy of momentum had a return of more than 528%, while the market return was -16.32% (NEFIN, 2020). Nevertheless, one of the most currently used model in the literature to explain portfolio returns, the five-factor model by Fama and French (2015), does not include the momentum risk factor. Empirically evaluating the five-factor model in the Brazilian market between 1997 and 2016, we found evidence of return not explained by the five-factor model. We investigate the feasibility of including the momentum factor, as recommended by Asness (2016). The main result is that the 6-factor model was superior to the 5-factor model in explaining portfolio returns.

Keywords: *Asset pricing model. Five-factor model of Fama and French. Momentum. Anomaly. Portfolio.*

1. INTRODUÇÃO

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, 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”.

Fama e French (1992) adicionaram ao CAPM os fatores tamanho da empresa e valor do patrimônio contábil sobre a capitalização de mercado, criando o modelo de três fatores de Fama e French. Carhart (1997) encontrou evidências da superioridade empírica de um modelo de quatro fatores em relação ao trabalho de Fama e French (1992), adicionando o fator momento (ou *momentum*) ao modelo de três fatores. No Brasil, os resultados obtidos por Santos, Famá e Mussa (2012) corroboram as evidências obtidas por Carhart (1997). Fama e French (2015) descartam o fator momento com a justificativa que este teria um alto custo de implementação e que elevaria o risco da carteira em situações de ruptura de mercado, propondo um modelo de cinco fatores no qual as variáveis investimento e rentabilidade são adicionadas ao modelo de três fatores. Asness (2016) rebate as críticas ao fator momento, alegando que qualquer estratégia deveria ser analisada sob a ótica da relação entre o risco e o retorno, e não somente pelo seu comportamento em momentos de quebra. O autor afirma que o fator momento aumenta a diversificação de uma carteira quando comparado ao modelo de cinco fatores, proposto por Fama e French (2015).

Neste trabalho avaliamos o modelo de 5 fatores de Fama e French (2015) para explicar o retorno de 22 carteiras de ações. Das 22 carteiras, 4 apresentaram retornos não explicados pelo modelo, ou seja, com alfa estatisticamente diferente de zero. Desta forma, adicionamos um sexto fator, o fator momento, para verificar se os resultados apresentavam melhora.

De acordo com o Relatório de Indicadores Financeiros (NEFIN, 2020), nos últimos 10 anos (com período final em 20/07/2020), uma carteira formada pela estratégia de momento, comprada em ações vencedoras e vendida em ações perdedoras, teve uma rentabilidade superior a 528%, enquanto, no mesmo período, o retorno de mercado foi de -16,32%. Tendo em vista o evidente desempenho de carteiras formadas com base no fator momento e, também, pelas provocações colocadas por Asness (2016), o presente trabalho se propõe a analisar o modelo de seis fatores – os cinco fatores de Fama e French (2015) mais o fator momento - aplicado ao mercado acionário brasileiro de 1999 a 2016.

Embora alguns trabalhos já tenham analisado o modelo de 5 fatores (MARTINS; EID, 2015; RUIZ, 2015; VIEIRA *et al.*, 2017; PORTELA; SANTOS, 2018), este trabalho contribui com o desenvolvimento do estudo de modelos de apreçamento ao analisar os efeitos da inclusão do fator

momento, fundamentado nas evidências de Asness (2016) e em características do mercado brasileiro evidentes em NEFIN (2020). Encontramos evidências da superioridade do modelo de 6 fatores com relação ao modelo de 5 fatores para explicar os retornos das carteiras para a amostra. Os resultados deste estudo apresentaram um maior poder de explicação, tanto do ponto de vista de alfa quanto do R^2 ajustado quando comparados ao estudo de Portela e Santos (2018), que utilizaram o modelo de cinco fatores mais um fator de risco macroeconômico. 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 ser utilizada e a metodologia de definição dos fatores de risco. A seção 4 apresenta 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 Jensen, Black 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 (1992) adicionaram ao CAPM os fatores tamanho da empresa e alavancagem, de forma isolada e em conjunto com o fator risco de mercado. A conclusão dos autores 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, tornava irrelevante o fator alavancagem e apresentava poder de previsibilidade superior ao CAPM. Nascia então o modelo de três fatores de Fama-French:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it} \quad (1)$$

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 os portfólios 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 os portfólios compostos por ações de alto B/M (*Book-to-Market*) e ações de baixo B/M.

Fama e French (1992) aplicaram o modelo (1) no mercado norte-americano, entre os anos 1963 a 1990, obtendo coeficientes de explicação superiores a 0,90 em 84% das regressões, enquanto o CAPM alcançava o mesmo valor somente em 8% das regressões. No Brasil, os trabalhos de Málaga e Securato (2004), Santos *et al.* (2012) e Argolo, Leal e Almeida (2012) demonstraram que a aplicação do modelo de três fatores aumentava de forma significativa a explicação 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

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

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.

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 do mercado, proporcionava retornos positivos. Com base nos estudos de Fama e French (1992) e Jegadeesh e Titman (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:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_iSMB_t + h_iHML_t + p_iWML_t + e_{it} \quad (2)$$

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

Cakici, Fabozzi e 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) em mercados globais.

No Brasil, Santos *et al.* (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 dos resultados obtidos por Fama e French (1992) 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 *et al.* (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:

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (3)$$

No modelo (3), o fator investimento (*Conservative minus Agressive* - CMA) é representado pela diferença de retornos entre os portfólios compostos por empresas que investiram de forma conservadora e os portfólios de empresas que investiram de forma agressiva. O fator rentabilidade (*Robust minus Weak* - RMW) é representado pela diferença de retornos entre os portfólios diversificados de empresas que apresentaram rentabilidade operacional acima da média e os portfólios 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 de 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 reduziram a relevância do fator HML, como sugerido pelo trabalho de Fama e French (2015).

O trabalho de Vieira *et al.* (2017) analisou o desempenho do modelo de 5 fatores para carteiras setoriais. Para todos os setores foram observados interceptos α_i estatisticamente diferentes de zero, levando os autores a concluir que o modelo falha ao não identificar todos os fatores de risco para o mercado brasileiro, embora tenha apresentado R^2 ajustado entre 69% e 87%. Já Portela e Santos (2018) avaliaram o modelo de 5 fatores (3) e um modelo de 6 fatores, adicionando um fator de risco macroeconômico. Apesar de melhorar o R^2 ajustado, o modelo proposto de 6 fatores teve um pior desempenho em termos de interceptos estatisticamente diferentes de zero quando comparado ao modelo de 5 fatores e somente 8 das 32 carteiras analisadas (25%) apresentaram α_i insignificante.

Motivados pelos trabalhos de Santos *et al.* (2012), 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):

$$R_{it} - RF_t = \alpha_i + \beta_i[RM_t - RF_t] + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + p_iWML_t + e_{it} \quad (4)$$

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, investigamos a presença do prêmio de risco pelo momento no Brasil, ao mesmo tempo que buscamos evidências adicionais às dos trabalhos existentes (Martins & Eid, 2015; Ruiz, 2015; Vieira *et al.*, 2017) sobre a aplicabilidade do modelo de cinco fatores no mercado acionário brasileiro.

3. METODOLOGIA

Neste trabalho será utilizada uma amostra, livre de viés de sobrevivência, iniciando em dezembro de 1999, com dados mensais das empresas listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3), que possuem dados contábeis disponíveis.

Com o objetivo de manter a base de comparação com as pesquisas sobre modelos de fatores realizadas no Brasil, aplicamos nos dados a mesma metodologia de filtragem utilizada por Santos *et al.* (2012), ou seja,

- i) as empresas cujo patrimônio líquido era negativo em dezembro do ano t foram retiradas da amostra no ano $t+1$;
- ii) as ações que não foram negociadas por intervalo maior que 23 dias no ano t foram retiradas da amostra do ano t ;
- iii) as 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; 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 Preferencial), 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 (SANTOS *et al.*, 2012).

Para a definição das variáveis que irão determinar os componentes da regressão temporal, utilizamos a mesma metodologia proposta por Fama e French (2015): i) 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 ; ii) 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; iii) Investimento: variação do valor contábil do ativo total entre dezembro no ano t e dezembro do ano $t-1$; iv) 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 $t-1$; v) 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 1999 e dezembro de 2016. O segundo conjunto exclui da amostra os períodos considerados como sendo de crise segundo os critérios do NBER2 (PICCOLI *et al.*, 2015), ou seja, foram excluídos os períodos de março de 2002 a novembro de 2002, e dezembro de 2007 a junho de 2009. Aplicados os filtros citados, a amostra inicia com 51 empresas em 1999 chegando a 211 empresas em 2016. Ao todo, utilizamos 28.716 amostras mensais de retornos e 22.799 amostras para a série controlada para momento de quebra do mercado. Também avaliamos o modelo utilizando uma variável de controle para as crises, coletada do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE).

3.1. Formação das carteiras

As variáveis dependentes da regressão temporal são representadas pelos retornos dos portfólios 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 portfólios 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 o desempenho das ações acumulado entre junho do ano $t-1$ e abril do ano t (JEGADEESH; TITMAN, 1993). As ações com desempenho acima da mediana são classificadas pela letra W (*Winners*), enquanto as ações abaixo são classificadas pela letra L (*Losers*).

² National Bureau of Economic Research

³ Um importante aspecto da metodologia de Fama e French (2015) é a utilização de variáveis defasadas por seis meses para a definição dos portfólios no mês junho. Dessa forma, garante-se que os resultados operacionais das empresas está de fato refletido em seu preço no momento de rebalancemano do portfólio.

Após as ordenações, os portfólios 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 da variável momento, totalizando 22 carteiras.

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

Para testar os modelos, em um primeiro passo foram feitas regressões de séries temporais para estimação dos betas, e em um segundo passo foram feitas regressões em corte transversal (*cross-section*) para testar as hipóteses dos modelos. Neste segundo passo os modelos são testados, utilizando os coeficientes estimados nas regressões de séries temporais como variáveis explicativas na regressão de *cross-section*, seguindo procedimento apresentado em Rogers e Securato (2009). Ambas as regressões, de séries temporais e de corte transversal são válidas para se testar os modelos. A segunda metodologia, no entanto, que utiliza duas regressões (também conhecida por teste de Fama e MacBeth (1973)), pode ser considerada mais robusta pois é possível realizar o teste utilizando o retorno médio de todas as carteiras ao mesmo tempo.

O objetivo de um modelo de precificação é explicar o retorno das carteiras, de forma que não haja retorno em excesso não explicado após a inclusão das variáveis explicativas (ou fatores). Dito de outra forma, o intercepto das regressões devem ser estatisticamente iguais a zero. Ou seja, se os interceptos da regressão do segundo passo forem iguais a zero o modelo pode ser considerado como verdadeiro para explicação dos retornos (ROGERS; SECURATO, 2009).

4. RESULTADOS

4.1. Análise das Carteiras Obtidas e Retornos

Na Tabela 1 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, em comparação à concentração de 95% obtida por Santos *et al.* (2012). O mesmo grau de concentração foi encontrado por Fama e French (1992) 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 B/M. Santos *et al.* (2012) encontraram o mesmo resultado para o mercado brasileiro.

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 portfólios. Com relação à rentabilidade e ao momento, não encontramos um padrão.

Assim como verificado por Fama e French (1992) no mercado norte-americano e por Argolo *et al.* (2012) no mercado brasileiro, os prêmios médios mensais demonstraram que portfólios 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 (Tabela 2). Os trabalhos de Málaga e Securato (2004) e Santos *et al.* (2012) não encontraram evidências de que empresas de baixa capitalização proporcionavam maior prêmio por possuírem maior risco. Atribuimos esta diferença de resultados ao fato de tais trabalhos terem utilizado dados anteriores ao ano de 2006, início de um período em que o mercado brasileiro verificou aumento de liquidez e na quantidade de ativos listados na B3.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das carteiras obtidas

	Portfólio	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%
Tamanho/ Rentabilidade	S/A	29	17,03	1,0%
	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%
Tamanho/ Momento	S/N	21	13,78	0,8%
	S/W	19	24,29	1,4%
	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%

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 2, em carteiras formadas por combinações de tamanho e índice B/M, nota-se que empresas de baixo índice B/M (L) apresentaram um prêmio (média do retorno em excesso) maior que as empresas de alto índice B/M (H), divergindo do resultado obtido por Fama e French (2015) e por Santos *et al.* (2012). 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. Acreditamos que a diferença também decorra dos períodos analisados.

Tabela 2 – Descrição dos prêmios médios mensais e desvios padrão dos portfólios

	Portfólio	Prêmio médio mensal	Desvio Padrão	teste 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 portfólios que apresentaram prêmio mensal (média do retorno em excesso) com significância estatística de 10%.

Com relação aos portfólios obtidos pela combinação dos grupos tamanho e investimento, o prêmio mensal verificado variando-se o perfil de investimento apresenta diferenças com base nos valores descritivos entre empresas de baixo e alto valor de mercado. Segundo os testes estatísticos apresentados na Tabela 2, apenas empresas de alta capitalização de mercado oferecem um 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 (2015).

Analisando o comportamento do prêmio mensal em relação ao fator momento, verificamos que carteiras formadas pelos grupos de rentabilidade fraca (W) ofereceram, descritivamente, 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 do ponto de vista descritivo 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 descriptivamente 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, Santos *et al.* (2012) não verificaram a presença de retornos positivos provenientes da estratégia de momento, enquanto os trabalhos de Bortoluzzo *et al.* (2016) e Piccoli *et al.* (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.

4.2. Análise das Regressões

Na Tabela 3 apresentamos o resumo dos resultados obtidos nas regressões temporais do modelo (3) utilizando 22 carteiras como variáveis dependentes, os erros padrões são robustos à heterocedasticidade e à correlação serial de primeira ordem (BORTOLUZZO, 2017). Vale fazer uma observação metodológica antes de prosseguir com as comparações com estudos progressos. Há estudos em que são realizadas somente regressões de séries temporais (ARGOLO *et al.*, 2012; MÁLAGA; SECURATO, 2004; PORTELA; SANTOS, 2018; SANTOS; FAMÁ; MUSSA, 2012) ou regressões de séries temporais seguidas de regressões de corte transversal (BORTOLUZZO *et al.*, 2016; FAMA; FRENCH, 1992; FAMA; FRENCH, 2015; ROGERS; SECURATO, 2009). Ambas as regressões são válidas para testar a hipótese de que o modelo explica os retornos das carteiras, sendo encontradas evidências neste sentido quando o intercepto da regressão é estatisticamente igual a zero.

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), Santos *et al.* (2012), Argolo *et al.* (2012) e Portela e Santos (2018) também falharam em produzir interceptos estatisticamente iguais a zero para todas as regressões. A regressão do modelo (3) apresentou valores positivos e estatisticamente significativos para todos os coeficientes do prêmio de mercado (β), em linha com os trabalhos de Málaga e Securato (2004), Rogers e Securato (2009), Santos *et al.* (2012), Argolo *et al.* (2012) e Bortoluzzo *et al.* (2016).

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 e com os sinais esperados em 12 das 22 regressões. Os trabalhos de Martins e Eid (2015), Santos *et al.* (2012) e Bortoluzzo *et al.* (2016) obtiveram resultados semelhantes para o coeficiente s . O trabalho de Vieira *et al.* (2017) encontrou significância em somente duas das cinco regressões.

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 está em linha com o verificado por Santos *et al.* (2012) no Brasil e Fama e French (2015) no mercado norte-americano.

No total, o fator HML foi relevante em 14 das 22 regressões, sendo o terceiro fator mais relevante na regressão. Se compararmos este resultado com as evidências obtidas por Santos *et al.* (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). Vieira *et al.* (2017) encontrou significância em somente uma das cinco regressões, não havendo comparação com o modelo de 3 fatores.

O coeficiente r , que mede a sensibilidade dos portfólios ao fator rentabilidade, apresentou valores superiores para portfólios de rentabilidade robusta (R) em comparação a portfólios de rentabilidade fraca (W). Contudo, o prêmio pelo fator rentabilidade foi relevante em 9 das 22 regressões. O trabalho de Vieira *et al.* (2017) encontrou significância em somente duas das cinco regressões para este coeficiente. Fama e French (2015) encontraram evidências de que o valor de r seria maior para portfólios de alto índice B/M do que para portfólios 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 verificado por Fama e French (2015). O fator investimento mostrou-se o segundo mais relevante, após o prêmio de mercado, sendo estatisticamente relevante em 16 das 22 regressões. Observamos que em 14 destas 18 carteiras um maior investimento influencia negativamente o retorno. Vieira *et al.* (2017) encontraram significância em somente 2 das 5 regressões e as duas com sinais invertidos. 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.

Analisando os resultados obtidos com o modelo (4) na Tabela 4, verificamos que os interceptos obtidos também foram próximos a 0, inclusive com o número de regressões que rejeitaram a hipótese nula de α ser igual a 0 se mantendo em 3 das 22 regressões (13,6%), ou seja, o modelo de seis fatores não melhorou os resultados em relação a redução de anomalias a serem explicadas. Ainda assim, o resultado foi superior ao de Portela e Santos (2018), que utilizaram o modelo de 5 fatores mais um fator de risco macroeconômico e encontrou alfas significantes em 75% das carteiras (24 de 32). O R^2 ajustado variou entre 57% e 98% neste estudo, enquanto em Portela e Santos (2018) o mesmo indicador variou entre 14% e 71%.

Com relação à sensibilidade ao fator mercado, os resultados do modelo (4) também foram semelhantes ao obtidos com o modelo (3), ou seja, os valores de β foram positivos e relevantes em todas as regressões. 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 12 para 15, ou seja, a inclusão do fator momento aumentou relevância do fator tamanho na regressão. Tal efeito difere dos resultados obtidos por Santos *et al.* (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 positivo para o coeficiente h , que mede a sensibilidade ao prêmio pelo índice B/M. O coeficiente passou a ser o segundo mais relevante na explicação dos retornos dos portfólios, subindo de 14 para 15 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 aumentou de 9 para 13, enquanto o fator investimento reduziu a quantidade de coeficientes significativos de 16 para 7.

Por fim, o coeficiente p , que mede a sensibilidade do portfólio ao fator momento, mostrou-se de fato positivo para carteiras compostas por empresas com momento positivo (*winner*s) e negativo para carteiras com empresas com momento negativo (*loser*s). No entanto, chama a atenção o fato de que os valores do coeficiente p foram estatisticamente significativos em 7 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.

Com o intuito de verificarmos o impacto da adição do fator momento sobre a capacidade preditiva dos dois modelos, na Tabela 5 apresentamos as variações do coeficiente de determinação R^2 ajustado para os modelos (3) e (4). Os valores de R^2 ajustado obtidos variaram pouco. Do ponto de vista estatístico, houve melhora no coeficiente de determinação em 7 das 22 regressões. Para validar os modelos quanto à capacidade de explicar os retornos das 22 carteiras, foi realizado o procedimento de regressão de *cross-section*. Os resultados desta regressão na Tabela 6 evidenciam que o modelo de 6 fatores foi superior ao modelo de 5 fatores para explicar os retornos das carteiras, à medida que o intercepto foi estatisticamente igual a zero para o modelo de 6 fatores e diferente de zero para o modelo de 5 fatores. Ou seja, ao adicionar o fator momento ao modelo de 5 fatores não sobrou excesso de retorno inexplicado pelo modelo de precificação resultante.

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 ajustado (R^2 ajustado), a título de verificação da robustez dos resultados. Em resumo, aplicando o controle de momentos de quebras de mercados para o período da amostra, houve uma melhora marginal dos resultados obtidos com o modelo (3), enquanto não houve melhora para os resultados do modelo (4). As tabelas de resultado para este caso estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

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

	Portfólio	R ² ajustado	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	0,7227	-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	0,7940	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	0,8380	-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	0,8339	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	0,5671	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	0,7647	-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	0,9781	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	0,5671	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	0,6697	-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	0,8059	-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	0,7199	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	0,8932	-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	0,6653	-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	0,9176	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	0,7162	-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	0,7733	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	0,7185	-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	0,9020	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	0,8497	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	0,6741	-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	0,6757	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	0,8411	-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 significância estatística de 5%.

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

Portfólio	R ² ajustado	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	0,7391	-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	0,7943	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	0,8371	-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	0,8315	-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	0,5801	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	0,7773	-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	0,9784	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	0,6357	-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	0,6770	-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	0,8285	-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	0,7666	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	0,8983	-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	0,6849	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	0,9255	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	0,6999	-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	0,6640	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	0,7083	-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	0,8417	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	0,9145	-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	0,8363	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	0,8150	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	0,9432	-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 significância estatística de 5%.

Tabela 5 - **Variações do coeficiente de determinação R^2 ajustado**

	Portfólio	R^2 ajustado 5 fatores	R^2 ajustado 6 fatores	Δ p.p.	Estatística F (Restrição linear)	Valor-p
Tamanho/ Índice B-M	B/H	72,3%	73,9%	1,64%	8,48	0,0040
	B/N	79,4%	79,4%	0,03%	0,20	0,6552
	B/L	83,8%	83,7%	-0,09%	0,07	0,7916
	S/H	83,4%	83,2%	-0,24%	2,80	0,0957
	S/N	56,7%	58,0%	1,30%	0,02	0,8877
	S/L	76,5%	77,7%	1,26%	1,45	0,2298
Tamanho/ Investimento	B/C	97,8%	97,8%	0,03%	1,31	0,2537
	B/N	56,7%	63,6%	6,86%	2,04	0,1547
	B/A	67,0%	67,7%	0,73%	0,25	0,6176
	S/C	80,6%	82,9%	2,26%	2,13	0,1459
	S/N	72,0%	76,7%	4,67%	3,29	0,0711
	S/A	89,3%	89,8%	0,51%	4,03	0,0459
Tamanho/ Rentabilidade	B/R	66,5%	68,5%	1,96%	2,73	0,0999
	B/N	91,8%	92,6%	0,79%	2,70	0,1018
	B/W	71,6%	70,0%	-1,63%	0,18	0,6718
	S/R	77,3%	66,4%	-10,93%	3,14	0,0778
	S/N	71,9%	70,8%	-1,02%	1,15	0,2847
	S/W	90,2%	84,2%	-6,03%	14,27	0,0002
Tamanho/ Momento	B/W	85,0%	91,5%	6,48%	107,56	0,0000
	B/L	67,4%	83,6%	16,22%	67,92	0,0000
	S/W	67,6%	81,5%	13,93%	96,22	0,0000
	S/L	84,1%	94,3%	10,21%	135,62	0,0000

Nota: Em negrito estão as regressões que apresentaram aumento do coeficiente de determinação com a aplicação do modelo (4) com 5% de significância.

Tabela 6 – Resultado das regressões de cross-section

<i>Coeficiente</i>	<i>6 fatores</i>	<i>5 fatores</i>
Interseção	0,0174 (1,4594)	0,0366** (2,8652)
β	-0,002 (-0,1601)	-0,021* (-1,5857)
s	0,0034 (1,3912)	0,0023 (0,9402)
h	0,0221*** (4,2747)	0,0198*** (4,0098)
r	0,0138** (2,8627)	-0,019*** (-3,2268)
c	-0,0083* (-1,6949)	-0,0106* (-2,0737)
p	-0,0079* (-1,4896)	

Nota: Estatística t entre parênteses. * - significante a 10%. ** - significante a 5%. *** - significante a 1%

5. Conclusões

O presente artigo investigou 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 1999 e 2016. 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 aos dos trabalhos realizados no Brasil cuja amostra é anterior à crise de 2008, ao mesmo tempo que o resultado obtido pelo presente estudo se aproxima 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 Santos *et al.* (2012), que verificaram prêmio negativo e não relevante para o mercado brasileiro. Atribuímos esta diferença ao fato de o 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 French (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 resultado 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 conservadora apresentaram, em média, resultados superiores a empresas que investem de maneira agressiva.

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

As regressões temporais realizadas com o modelo de seis fatores mostraram que o fator cujo coeficiente se mostrou significativo em um número maior de regressões 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 Santos *et al.* (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 regressões 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 a inclusão do fator momento aumenta a relevância do fator medido pelo índice B/M, conforme afirmado por Asness (2014).

Os coeficientes de determinação ajustados obtidos no presente estudo foram superiores aos verificados por Santos *et al.* (2012) e Bortoluzzo *et al.* (2016), que utilizam o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e ao trabalho de Portela e Santos (2018), que utilizaram o

modelo de 5 fatores mais um fator de risco macroeconômico. Já o procedimento de regressão *cross-section* evidenciou que, ao adicionar o fator momento ao modelo de 5 fatores, não sobrou excesso de retorno inexplicado pelo modelo de precificação resultante.

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.

Por fim, entendemos que, apesar da falta de respaldo na teoria financeira, a utilização do prêmio por momento como fator adicional ao modelo de 5 fatores pode ser justificada pelo fato de que o modelo de 6 fatores obteve sucesso na explicação dos retornos médios em corte transversal. A escolha dos fatores usualmente é motivada por evidência empírica e a principal utilidade dos modelos é na estimação de retornos esperados (FAMA; FRENCH, 1992).

Para trabalhos futuros, sugerimos 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, de valor de mercado e de índice B/M, conforme a metodologia proposta por Asness e Frazzini (2013).

Referências

AHARONI, Gil; GRUNDY, Bruce; ZENG, Qi. Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis. **Journal of Financial Economics**, v. 110, n. 2, p. 347-357, 2013.

ARGOLO, Érico Falcão Bittencourt; LEAL, Ricardo Pereira Câmara; ALMEIDA, Vinício de Souza. O modelo de Fama e French é aplicável no Brasil?. **Relatórios Coppead**, 2012.

ASNESS, C. S. (2014). **Our model goes to Six and Saves Value from Redundancy Along the Way**. Disponível em: <https://www.aqr.com/Insights>. Acesso em 5 de maio de 2017.

ASNESS, C. S. (2016). **Fama on Momentum**. Disponível em: <https://www.aqr.com/Insights>. Acesso em 5 de maio de 2017.

ASNESS, Clifford; FRAZZINI, Andrea. **The devil in HML's details**. The Journal of Portfolio Management, v. 39, n. 4, p. 49-68, 2013.

BANZ, Rolf W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of financial economics**, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.

BASU, Sanjoy. The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. **Journal of financial economics**, v. 12, n. 1, p. 129-156, 1983.

BHANDARI, Laxmi Chand. Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. **The journal of finance**, v. 43, n. 2, p. 507-528, 1988.

JENSEN, Michael C.; BLACK, Fischer; SCHOLLES, Myron S. **The capital asset pricing model: Some empirical tests**. 1972.

BORTOLUZZO, Adriana Bruscatto et al. The influence of the 2008 financial crisis on the predictiveness of risky asset pricing models in Brazil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 27, n. 72, p. 408-420, 2016.

BORTOLUZZO, Maurício Mesquita. Violações de pressupostos no CAPM: problema?. **Revista de Contabilidade da UFBA**, v. 11, n. 1, p. 92-105, 2017.

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.

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. 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.

FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **Journal of political economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

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 Portfólios 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.

MARTINS, C.; EID, W. **Pricing Assets with Fama and French 5-Factor Model: a Brazilian market novelty**. Apresentado no XV Encontro Brasileiro de Finanças, 2015.

NEFIN, FEA-USP. **Relatório de Indicadores Financeiros**, 245, 2020. Recuperado em 26, julho, 2020 de http://nefin.com.br/Report/report_20_07_2020.pdf

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.; SOUZA, A.; DA SILVA, W. V.; CRUZ, J. A. W. Revisitando as estratégias de momento: o mercado brasileiro é realmente uma exceção? **Revista de Administração**, v. 50, n. 2, p. 183-195, 2015.

PORTELA, D.L.M.; SANTOS, J.F.D. Risco macroeconômico e o modelo de cinco fatores no mercado acionário brasileiro. **READ. Revista Eletrônica de Administração**, v. 24, n. 3, p. 269-293, 2018.

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.

ROGERS; P.; SECURATO, J. R. Estudo comparativo no mercado brasileiro do capital asset pricing model (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.

SANTOS, José Odálio; FAMÁ, Rubens; MUSSA, Adriano. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. **REGE-Revista de Gestão**, v. 19, n. 3, p. 453-471, 2012.

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.

VIEIRA, M. D. V., MAIA, V. M., KLOTZLE, M. C., PINTO, A. C. F. Modelo de Cinco Fatores de Risco: precificando carteiras setoriais no mercado acionário brasileiro. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 16, n. 48, p. 86-104, 2017.