

**INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA**

RAFAEL CAMARGO KNIRSCH

**EVIDÊNCIAS SECCIONAIS DOS RETORNOS ESPERADOS DA
ESTRATÉGIA DE BUFFETT DAS AÇÕES NO BRASIL**

SÃO PAULO

2020

RAFAEL CAMARGO KNIRSCH

**EVIDÊNCIAS SECCIONAIS DOS RETORNOS ESPERADOS DA
ESTRATÉGIA DE BUFFETT DAS AÇÕES NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia dos Negócios. Linha de Pesquisa: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Michael Viriato Araújo

SÃO PAULO

2020

Knirsch, Rafael Camargo

Evidências seccionais dos retornos esperados da estratégia de Buffett das ações no Brasil /
Rafael Camargo Knirsch – São Paulo, 2019 p. 55

Dissertação de Mestrado (Mestrado Profissional em Economia) – Insper, 2020

Orientador: Prof. Dr. Michael Viriato Araújo

1. modelos de apreçamento de ativos. 2. mercado acionário brasileiro. 3. prêmio de risco

**EVIDÊNCIAS SECCIONAIS DOS RETORNOS ESPERADOS DA
ESTRATÉGIA DE BUFFETT DAS AÇÕES NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia dos Negócios. Linha de Pesquisa: Finanças

DATA DE APROVAÇÃO: ___/___/___

Prof. Dr. Michael Viriato Araújo

Instituição: Insper Instituto de Ensino e Pesquisa e Casa do Investidor

Prof. Dra. Adriana Bruscato

Instituição: Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Prof. Dr. Maurício Mesquita Bortoluzzo

Instituição: Escola de Negócios Saint Paul

SÃO PAULO

2020

DEDICATÓRIA

Ao meu avô

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador Michael Viriato Araujo pela escolha do tema e todo o apoio emocional.

Agradeço a Luiz Paredes, pela amizade desde a época do Band, e por ter me estimulado a aprender programação VBA.

Agradeço também aos amigos Helder Vaz, Bruno Viani e Loveley Talans, por todo coleguismo durante o curso de mestrado.

RESUMO

Este estudo tem como objetivo verificar a existência de influências sistemáticas nos retornos de uma amostra do mercado acionário brasileiro entre janeiro 2001 e julho 2018. Busca-se analisar empiricamente se o modelo proposto por Frazzini et al. (2018) captura parte da variação seccional dos retornos médios das firmas expressas através de fatores de prêmio de risco: mercado, tamanho, valor, momento, “*betting-against-beta*” e “*quality-minus-junk*”. Os resultados sugerem que características das firmas capturam parte da variação seccional dos retornos acionários brasileiros, havendo relação positiva dos retornos *cross-section*, o que se evidencia especialmente para o fator de tamanho, que captura riscos fundamentais do mercado acionário brasileiro. O fator *book-to-market*, independente ou combinado com os fatores de momento e qualidade também apresentaram relativo poder explicativo para as carteiras utilizadas como variáveis dependentes.

Palavras-chaves: modelos de apreçamento de ativos, mercado acionário brasileiro, prêmio de risco

Classificação JEL: G12, E44

ABSTRACT

This study aims to verify the existence of systematic influences on the returns of a sample of the Brazilian stock market between January 2001 and July 2018. We seek to empirically analyze if the model proposed by Frazzini et al. (2018) captures part of the sectional variation of firms' average returns expressed through risk premium factors: market, size, value, momentum, betting-against-beta, and quality-minus-junk. The results suggest that firm characteristics capture part of the sectional variation of Brazilian stock returns, with a positive relationship of cross-section returns, which was evident especially for the size factor, which captures fundamental risks of the Brazilian stock market. The book-to-market factor, independent or combined with the moment and quality factors, also presented relative explanatory power for the portfolios used as dependent variables.

Key words: asset pricing models, Brazilian stock market, risk premium

JEL Classification: G12, E44

SUMÁRIO EXECUTIVO

Estimar o comportamento futuro dos retornos dos ativos financeiros, como ações, é o aspecto mais importante para orientar as decisões de investimento, sejam para compra ou para venda desses ativos. Desta forma, para se ter uma boa previsão, é preciso entender os fatores de risco que levam as variações dos retornos.

A teoria clássica do modelo de apreçamento de ativos de capital, CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), defende que o mercado é eficiente, ou seja, que a todo momento, os preços refletiriam toda informação disponível sobre os ativos. Sendo assim, o comércio especulativo seria um jogo para perdedores, já que não haveria ativos subavaliados ou sobreavaliados. Então, o único risco para um portfólio diversificado seria o risco de mercado, inevitável. Desta forma, os agentes investiriam suas riquezas em alguma proporção entre a carteira de mercado eficiente, aquela com a melhor relação entre risco e retorno, e o ativo livre de risco, como a renda fixa.

Tal conjectura abriu ensejo para uma série de testes empíricos e para o acirramento do debate da eficiência de mercado e como são determinadas as causas de variação nos preços dos ativos. Esses testes levantaram evidências de que o mercado seria quase eficiente, de modo que haveria bolsões de ineficiências dos quais gestores ativos poderiam auferir retornos acima da média de mercado.

Estes resultados sugeriram a existência de outros fatores de risco além do risco de mercado. Logo, os ativos estariam expostos a diferentes tipos de riscos, em que ativos mais arriscados teriam maior possibilidade de auferir altos retornos, já que o risco, é uma medida de volatilidade dos retornos.

Neste contexto, investidores talentosos como Warren Buffett poderiam identificar oportunidades representadas por estratégias que exploram as diferentes formas de risco, identificando bolsões de ineficiência e direcionando seus esforços de gerenciamento ativo para obtenção de altas taxas de retorno. A fim de compreender a forma como Buffett investe, um estudo realizado por Frazzini, Kabiller e Pedersen e publicado em 2018, sugere ter encontrado quais são os fatores de risco fundamentais consideradas por Buffett em sua estratégia de investimentos.

O presente artigo procurou encontrar evidências empíricas de que os fatores: mercado,

tamanho, valor, momento, restrição à alavancagem e qualidade; apresentados por Frazzini e colaboradores para explicar a estratégia de Buffett, seriam fontes de risco sistemático e poderiam ser aplicados para a explicação das variações seccionais dos retornos do mercado de ações brasileiro, para o período de janeiro de 2001 a julho de 2018.

Para isto, este estudo realiza a metodologia sugerida por Frazzini para a elaboração de cada fator. Subsequentemente, são realizadas diversas regressões em series temporais, por mínimos quadrados ordinários, para cada uma das dezesseis carteiras dependentes. Nestas regressões, os excessos de retornos são variáveis explicadas pelos fatores isolados ou conjuntamente, em que são estimadas as sensibilidades do excesso de retorno das carteiras aos fatores de risco.

Posteriormente são estimados os prêmios aos fatores de risco. Para este fim, são realizadas regressões *cross-section*, por mínimos quadrados ordinários, utilizando-se como variáveis explicativas as sensibilidades aos fatores de risco estimados anteriormente, e para as variáveis dependentes, as médias dos retornos de cada carteira. Por fim, para analisar a relevância dos prêmios de risco são realizados testes de significância.

Este estudo mostra que fatores relacionados a tamanho e valor, somados ao fator de mercado conseguem explicar de forma muito mais significativa as variações dos retornos das carteiras dependentes. Deste modo, questiona-se a especificação do modelo CAPM, fundamentada na teoria de mercados eficientes, para explicar as variações dos retornos das ações do mercado brasileiro.

Além disso verifica-se a existência de prêmios de risco para os fatores de tamanho e valor. Isso sugere que estas características estejam relacionadas a riscos fundamentais, e portanto, continuarão a pagar prêmios no futuro. Os fatores de momento, “aposta contra o beta” e “qualidade” se mostraram menos relevantes para o mercado brasileiro.

SUMÁRIO

DEDICATÓRIA.....	6
AGRADECIMENTOS	7
RESUMO.....	8
ABSTRACT.....	9
SUMÁRIO EXECUTIVO	10
SUMÁRIO	12
1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA:	17
3. BASE DE DADOS E METODOLOGIA.....	24
3.1 Dados	24
3.2 O fator de mercado – MKT.....	26
3.3 Os fatores: tamanho – SMB e valor – HML.....	27
3.4 O fator momento – UMD.....	29
3.5 O fator beta – BAB.....	30
3.6 O fator – QMJ	33
3.7 As carteiras utilizadas como variáveis dependentes.....	34
3.8 Metodologia de análise	35
4. RESULTADOS	37
4.1 Análise dos fatores	37
4.2 Análise das carteiras utilizadas como variáveis dependentes	38
4.3 O modelo CAPM.....	39
4.4 O modelo de três fatores	40
4.5 O modelo de três fatores com momento	42
4.6 O modelo de três fatores com BAB.....	44
4.7 O modelo Buffe's alpha	45
4.8 Regressões Fama-MacBeth.....	47
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	51
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	52

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resumo da principal amostra	26
Tabela 2 – Resumo das estatísticas dos fatores.....	37
Tabela 3 – Resumo das estatísticas das 16 carteiras	39
Tabela 4 – Modelo CAPM.....	40
Tabela 5 – Modelo de três fatores	41
Tabela 6 - Modelo de três fatores com momento.....	43
Tabela 7 - Modelo de três fatores com BAB	44
Tabela 8 - Modelo Buffe's alpha	46
Tabela 9 – Resultados Fama Macbeth.....	49

1. INTRODUÇÃO

Tratando-se de investimento, o retorno esperado é o aspecto mais importante na alocação de ativos e a compreensão de seus fatores de variação é a questão fundamental das pesquisas empíricas de precificação de ativos (ANG; LIU, 2004). Entretanto, há uma dificuldade significativa para estimar os retornos esperados de ativos e seus fatores comuns de risco, o que tem sido um tópico central no debate econômico de finanças moderno desde a derivação do CAPM (*Capital Asset Pricing Model*).

Markowitz (1952) desenvolveu o conceito de média-variância com o objetivo de otimizar portfólios que obtenham o melhor retorno possível para cada nível de risco. Fundamentando-se nestas ideias, Treynor (1961), Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolveram o CAPM considerando a hipótese de mercado eficiente, na qual toda nova informação é refletida nos preços dos ativos de forma precisa e imediata. De acordo com a teoria do CAPM, há um único fator de prêmio de risco e este é uma função da contribuição do ativo para o risco da carteira de mercado.

Desta forma, segundo a teoria do CAPM não haveria possibilidade de se obter excesso de retorno, já que a todo momento, os preços refletiriam toda informação disponível sobre os ativos (Fama, Fisher, Jensen e Roll, 1969). Sendo assim, o comércio especulativo seria um jogo para perdedores, como avaliado por Ellis (1975). Por esta razão, todos os agentes investiriam suas riquezas em alguma proporção entre a carteira de mercado eficiente e o ativo livre de risco, conforme suas preferências de risco e retorno, como indicado por Tobin (1958). Essas ideias, a luz dos estudos empíricos de Jensen (1967), trouxeram evidências de que, em média, fundos mútuos eram incapazes de prever os preços suficientemente bem para superar uma estratégia de comprar a carteira de mercado e segurar (*buy-the-market-and-hold*), servindo de espinha dorsal para o gerenciamento passivo baseado em carteiras ponderadas.

Grossman e Stiglitz (1980) levantam evidências de que o mercado não poderia ser perfeitamente eficiente, de modo que haveria bolsões de ineficiências dos quais gestores ativos poderiam auferir alfa (excesso de retorno médio em relação a um índice de referência) como prêmios pelo custo da informação. Nesse sentido, o gerenciamento ativo é caracterizado pela negociação que busca explorar ativos com preços incorretos em relação a um índice de referência (*benchmark*) ajustado ao risco.

Entretanto, como o alfa é baseado em um índice de referência e as suas estimativas são

muito sensíveis a esse *benchmark*, é possível que o excesso de retorno seja apenas fruto da omissão de variáveis explicativas na composição do índice. Logo, o alfa poderia ser traduzido como o excesso de retorno médio que não pode ser explicado pelos fatores de risco do modelo. Nessa lógica, Hansen e Jagannathan (1997) revelam que sempre é possível construir um portfólio de referência para explicar dados já observados que não produza alfa.

Portanto, embora os testes para a eficiência de mercado ainda hoje sejam importantes, pois permitem aos investidores avaliar onde seria possível gerar excesso de retorno, esses testes também poderiam estar indicando erros na especificação do modelo. Fato que ocorreria, por um problema de hipóteses aninhadas, no qual o teste para eficiência de mercado e a existência de excesso de retorno, representado pelo alfa, são simultaneamente determinados. De qualquer modo, previsões estáveis de retornos anormais por erros de apreçamento são improváveis de persistir por longos períodos, à medida que novos investidores aprendem sobre essas oportunidades (TIMMERMANN; GRANGER, 2004).

Ainda atualmente o CAPM é tido como o modelo de precificação de ativos mais ensinado e amplamente utilizado em finanças corporativas (ver, por exemplo, Fama e French (2004) e Graham e Harvey (2001)). Contudo, como já apontado por Black (1972), em um dos primeiros testes empíricos do modelo, verificou-se que ações de empresas de betas baixos (altos) têm retornos ajustados ao risco consistentemente positivos (negativos). Outros estudos subsequentes como Banz (1981), Basu (1983), levantaram evidências que haveria outras fontes sistemáticas de retorno nos mercados de ações. Tais achados contribuíram para a intensificação dos estudos e desenvolvimento dos modelos de múltiplos fatores, no qual os fatores de risco são um dos pilares da mensuração de desempenho Carhart e Thierry (1997). “*Now we have a zoo of new factors*” (COCHRANE, 2011, p.1047).

No contexto de gestão ativa, o *benchmark* (índice de referência) surge naturalmente como meio de avaliar a competência do gestor de ativos no cumprimento de suas metas de investimento. Deste modo, um gestor criaria alfa fazendo apostas que desviem do índice de referência, e quanto mais bem-sucedidas forem essas apostas maior será o alfa. Essa intuição foi formalizada por Grinold (1989) em sua “lei fundamental”, na qual procura maximizar o excesso de retorno médio por unidade de risco.

Há uma corrida na indústria de fundos para explorar fatores de risco, já que os ativos receberiam prêmios por estarem expostos a riscos subjacentes. Hsu e Vitali (2014) destacam o movimento atual de betas inteligentes (*smart betas*), estratégia que utiliza fontes de risco

sistemático para mesclar os benefícios da gestão passiva e as vantagens da gestão ativa. O objetivo é superar índices de referência de mercado adicionando fatores de prêmio risco na composição do *benchmark* do fundo. Desta forma, remove-se um componente do retorno ativo que não precisaria pertencer a ele e poderia ser obtido de forma mais barata (JACOBS; LEVY, 2014).

De forma similar, investidores talentosos como Warren Buffett poderiam identificar oportunidades, representadas por bolsões de ineficiência e direcionar seus esforços de gerenciamento ativo para obtenção de retornos anormais. Nessa perspectiva, Frazzini et al. (2018) considera que Buffett tornou-se o grande ganhador, em superar o mercado, por implementar rigorosamente e de forma consistente uma boa estratégia de valor e qualidade para seleção dos ativos de sua carteira, auferindo altas taxas de retornos.

Buffett (1984) argumenta que uma grande parte dos vencedores do mercado de sua época foram originados do mesmo vilarejo intelectual do *value investing*, inspirados na filosofia de Graham e Dodd, na qual é possível encontrar ativos com uma margem de segurança significativa em relação a seus preços, colocando em xeque a hipótese do mercado eficiente.

Martin e Puthenpurackal (2008) buscam, através de modelos de fatores de prêmio de risco tradicionais: mercado, tamanho, valor, momento, explicar a performance de Warren Buffett, contudo são incapazes de tornar o valor de alfa insignificante, o que poderia sugerir a existência de algum fator de risco não incorporado pelo modelo.

Frazzini e Pedersen (2014) propõem uma estratégia de investimento para explorar a anomalia, que já havia sido relatada por Black (1972), na qual haveria um prêmio maior para betas baixos ajustados para seu risco. Deste modo, propõem o fator que aposta contra o beta (BAB; “*betting-against-beta*”) que busca operar comprado e alavancado em ações de baixo beta e vendido em ações de beta alto.

Asness, Franzzini e Pedersen (2018) sugerem um fator de prêmio de risco para a qualidade (QMJ; “*quality-minus-junk*”). Esse fator parte da percepção de que ações de alta qualidade teriam maiores retornos ajustados ao risco. Isto ocorreria, pois embora os investidores estivessem dispostos a pagar mais por ativos de alta qualidade, ou seja, ativos seguros, lucrativos, em crescimento e bem geridos, seus preços incrementariam por uma margem menor do que a esperada. Portanto, a estratégia é operar comprado em ativos de alta qualidade e vendido em ativos de baixa qualidade. (ASNESS; FRAZZINI; PEDERSEN, 2018)

Dado tal arcabouço, Frazzini, Kabiller e Pedersen (2018) incluem esses dois fatores de risco “*betting-against-beta*” e “*quality-minus-junk*” ao modelo tradicional utilizado por Martin e Puthenpurackal (2008). No qual BAB e QMJ serviriam, respectivamente, como proxy para a restrição a alavancagem e qualidade. Essa abordagem é bem-sucedida em tornar o alfa de Buffett insignificante, sugerindo uma explicação fatorial para a forma que Buffett seleciona suas ações.

Em suma, a estratégia de Buffett se destacaria ao uso de alavancagem para comprar ações: seguras (baixo beta e baixa volatilidade), baratas (ações de valor, ou seja, com baixa relação de seu valor de mercado para o valor patrimonial), e de alta qualidade (lucrativas, estáveis em crescimento e com altos pagamentos de dividendos). Sua performance é a prova de que é possível realizar no mundo real, excluídos os custos de transação e captação, os altos retornos dos fatores de prêmio de risco da literatura acadêmica.

No presente artigo, são analisadas as capacidades explicativas dos fatores de mercado, tamanho, valor, momento, “*betting-against-beta*” e “*quality-minus-junk*” como fontes de risco sistemático para o mercado brasileiro. Para isso, foi utilizada uma amostra de ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período de janeiro de 1998 a junho de 2018.

Esse artigo procede na segunda seção com a revisão bibliográfica sobre o tema, em que são examinados os estudos e a literatura acadêmica. Na seção 3 é descrita a amostra e o tratamento dos dados, bem como a metodologia utilizada. A seção 4 apresenta os resultados encontrados neste estudo. A última seção expõe as considerações finais e sugestões para estudos futuros.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA:

Até a década de 1950, a teoria de finanças era praticamente inexistente, os estudos focavam prioritariamente nas previsões dos fluxos de caixa e das taxas de desconto dos ativos individuais, em que o preço de mercado de cada ativo seria igual à soma esperada de seus fluxos de caixa futuros descontados ao valor presente. Desta forma, o risco era considerado apenas com base na volatilidade do próprio ativo de modo que a melhor forma de alocação era concentrar os recursos nos ativos de maior retorno esperado para seus riscos individuais.

Apesar de elementos do problema de escolha de portfólio já fossem discutidos nessa época, o primeiro modelo de otimização de portfólio formalmente especificado surgiu com os trabalhos de média-variância de Markowitz (1952, 1959), inaugurando a teoria moderna de finanças.

O referido autor, por meio de uma abordagem quantitativa formulou o problema do portfólio como uma escolha da média-variância de uma carteira de ativos, na qual procurar-se o menor grau de risco para um determinado nível de retorno esperado ou o máximo retorno esperado para um dado grau de risco. Tal estudo propôs a existência de uma fronteira eficiente, em que os investidores seriam capazes de escolher a carteira de maior utilidade, dependendo de suas preferências entre risco e retorno (ELTON; GRUBER, 1997).

Tobin (1958) inclui o conceito de ativo livre de risco às carteiras propostas inicialmente por Markowitz, de modo que o investidor poderia separar seu portfólio em dois fundos: de ativos de risco e ativos livres de risco.

Sharpe (1964), Lintner (1965), Treynor (1965) e Mossin (1966) introduzem o modelo de precificação de ativos de capital CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) com base na hipótese de mercado eficiente. Tal modelo assume que o retorno esperado advém da relação entre o risco não diversificável de um ativo com a carteira ótima de mercado (FAMA; MACBETH, 1973). Sendo assim, no CAPM os ativos individuais são considerados apenas em termos de suas contribuições para o retorno esperado, ou risco, traduzido pelas covariâncias dos ativos com a carteira de mercado. Então os agentes investiriam no portfólio com o maior retorno esperado por unidade de risco (carteira ótima de mercado), melhor índice de Sharpe, e utilizariam a alavancagem e desalavancagem deste portfólio para atingir suas preferências de risco.

O CAPM é baseado em um rigoroso conjunto de hipóteses, sendo os principais: (i) a não existência de custos de transação ou impostos; (ii) todos os ativos são negociados e podem ser fracionados indefinidamente; (iii) os investidores são tomadores de preço e escolhem portfólios com base no método da média-variância; (iv) não há restrições à venda a descoberto; (v) não há limite para alavancagem com base na taxa livre de risco; (vi) o horizonte de investimento é de um período; (vii) as expectativas são homogêneas, então há o mesmo conjunto de oportunidades para todos os investidores. Sendo assim, no CAPM existe um único prêmio de risco de mercado, medido pelo beta, e esse prêmio de risco compensa os investidores por manter um risco sistemático, não diversificável, uma vez que o risco não sistemático pode ser minimizado através da diversificação.

As fortes suposições presentes no modelo implicam que o fator de risco de mercado seria suficiente para capturar todo excesso de retorno, tal conjectura abriu ensejo para uma série de testes empíricos e para o acirramento do debate da eficiência de mercado e como são determinadas as causas de variação nos preços dos ativos. Destacaram-se duas correntes principais para embasar tais efeitos causais: a que acredita em que o mercado é perfeitamente eficiente, na qual as variações no preço e retorno dos ativos são explicadas unicamente através de novas informações; e a de que defende a existência de falhas de mercado, o poderia sugerir a existência de outros fatores de risco e a possibilidade de ganhos anormais.

Neste sentido, diversos trabalhos buscaram expandir o modelo do CAPM apresentando alternativas, bem como procurando constatar a existência de outras medidas de risco para a formação de preços. Merton (1973) desenvolveu o ICAPM (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*), uma forma alternativa do modelo original que considera o nível de riqueza como variável para prever as variações do retorno futuro e da renda. Ross (1976) apresenta o ATP (*Arbitrage Pricing Theory*), que prevê a existência de outros fatores de risco sistemáticos, que não podem ser mitigados através da diversificação. O modelo assume a existência de falhas na eficiência de mercado, de forma que em alguns momentos haveria erros na precificação dos ativos possibilitando ganhos anormais. Os trabalhos de Ross, Merton, entre outros, desenvolveram a estrutura teórica do modelo multifator. Contudo, apenas na década de 90 estudos como Fama e French (1993, 1996) deram maior relevância a modelos de múltiplos fatores por demonstrarem empiricamente que outros fatores de risco, além do risco de mercado são explicativos.

Banz (1981), assim como Reingaum (1981), constataram uma influência relacionada ao

tamanho das empresas sobre os retornos, no qual ações de empresas pequenas tenderiam a se sair melhor do que ações de empresas grandes, após ajustadas para seus betas. Basu (1983), por sua vez, testou a relação lucro/preço e verificou que ações que apresentavam esse índice alto, obtiveram em média, retornos ajustados ao risco mais elevados do que ações que apresentavam este índice baixo.

Lakonishok e Shapiro (1986) encontram evidências empíricas que várias medidas de risco não-sistemático estariam afetando os retornos, o que gerou indagações sobre a validade da hipótese do mercado eficiente e do CAPM, bem como entre a relação sistemática do beta e os retornos esperados. Fama e French (2004) realizam grande número de testes empíricos com o CAPM e concluem que o modelo é robusto e intuitivo, contudo, demonstra fraca capacidade de previsão dos retornos.

Apesar das falhas e das críticas ao CAPM em uma série de estudos empíricos Graham e Harvey (2001) realizam levantamento com 392 CFOs (*Chief Financial Officers*) e verificam que aproximadamente 73% utilizam o CAPM como método para estimar o custo do capital próprio. No mesmo estudo averiguaram que métodos de retorno médio de ativos, bem como métodos que integram o CAPM com betas de outros fatores também são amplamente utilizados.

Tais falhas de informação, não precificadas, corroboram com a ideia de mercado quase eficiente proposta por Grossman e Stiglitz (1980). O estudo contradiz o pressuposto de que a informação seria gratuita, indicando que haveria um equilíbrio entre o excesso de retorno por se estar plenamente informado e o custo marginal da informação para o investidor. Deste modo, gestores ativos aplicariam recursos para obter informações, a fim de encontrar falhas de mercado as quais conseguissem gerar excesso de retornos anormal como prêmio pelo custo delas, tornando o mercado quase eficiente.

Na mesma linha, Fama and French (1992) levantam evidências de que os riscos das ações seriam multidimensionais. Dessa forma, diferentes dimensões do risco poderiam ser representadas por características individuais que capturam variações transversais nos retornos médios das ações como: tamanho e índices de valor patrimonial/valor de mercado (*book-to-market*).

O clássico modelo de Fama e French (1993) utiliza três fatores: o excesso de retorno da carteira de mercado em relação a taxa livre de risco; a diferença entre o retorno das ações com pequeno valor de mercado para as de grande valor (SMB; *small minus big*); e a diferença dentre

os portfólios de altos e baixos índices de valor patrimonial/valor de mercado (HML; *high minus low*). O estudo indica que o beta de mercado explica pouco a seção transversal dos retornos médios se comparado a outras características não comuns das firmas. Portanto, a adição dos fatores para tamanho e valor poderiam melhorar a capacidade explicativa do CAPM. Sendo assim, é esperado que ações com tais características, fundamentalmente mais arriscadas, continuem a pagar prêmios de risco no futuro. Então, investidores pouco sensíveis a estes fatores de risco irão continuar a usufruir de altos retornos. Contudo, pode-se esperar que os excessos de retorno para estas características desapareçam à medida que os investidores tomem conhecimento delas (VARGA; BRITO, 2016).

Titman e Jegadeesh (1993) desenvolvem uma estratégia que busca gerar retornos positivos seguindo a tendência de mercado. Essa estratégia visa com base em dados passados comprar ações que tiveram bom desempenho e vender as ações de desempenho ruim, considerando um período de retenção de 3 a 12 meses. A provável explicação desse fenômeno não estaria ligada a existência de um risco sistemático, mas a forma como os indivíduos processam novas informações, tendendo a ter reações exacerbadas no curto prazo.

Ang et al. (2011) resumem os refinamentos do conceito de eficiência de mercado que procura refletir um maior realismo, no qual gestores ativos teriam vantagens comparativas, se beneficiando do conhecimento especializado, menores custos de transação, baixas taxas de administração ou custo de agência e uma boa estrutura de financiamento. Desta forma, as ações desses gerentes reduziriam as discrepâncias de mercado tornando-o razoavelmente eficiente em relação à informação.

A intuição original de mercado eficiente atesta que é extremamente difícil obter excesso de retornos em um mercado competitivo. Jensen (1969) verifica que fundos mútuos costumam ter pior desempenho do que um índice da carteira de mercado, Malkiel (1995) apura que este resultado é ainda pior depois de deduzidas as despesas de gerenciamento. Carhart (1997) avalia que fundos mútuos transacionam frequentemente, o que prejudica a performance. Para investidores individuais a frequência de negociação é ainda mais prejudicial ao desempenho, porque indivíduos realizam pequenas operações e enfrentam custos proporcionalmente mais altos. Odean e Barber (2000) verificam que investidores individuais, que mantêm uma estratégia de comprar e segurar (*buy and hold*) portfólios diversificados, apresentam uma maior performance simplesmente porque economizam em custos de transação.

Berk e Green (2004) elaboram um modelo de delegação de investimentos para avaliar

o papel da gestão ativa. Nesse modelo, investidores não conseguem auferir retornos em excesso a um *benchmark* passivo mesmo alocando recursos em fundos dos quais os gestores obtiveram altas taxas de retorno no passado. Isto ocorreria, não por uma falta de talento dos gestores, mas por um movimento natural derivado da racionalidade dos investidores em um ambiente competitivo da indústria de fundos. Em que investidores direcionariam os fluxos de capital as melhores oportunidades de retorno, de modo que gestores de sucesso seriam forçados a operar acima da escala ótima, acarretando pior performance pelo incremento marginal decrescente dos retornos. Consequentemente, embora haja ganhos para a gestão ativa, esses ganhos não fluiriam para investidores.

Mamaysky e Spiegel (2001) argumentam que o benefício de delegar a gestão de investimentos baseia-se no grau em que é dinâmico, possibilitando ajustes as mudanças nas condições de mercado. Em vista disso, gestores seriam recompensados pelo ajuste dos portfólios as mudanças macroeconômicas, otimizando investimentos ao encontro dos objetivos, possivelmente complexos, do investidor.

Nesse sentido, modelos multifatoriais por vezes denominados *smart betas*, se referem a portfólios que são desenvolvidos para capturar prêmios de risco alternativos. Então, poderiam servir como um instrumento para reduzir o papel da gestão ativa na formação de um *benchmark*. Estes modelos reconhecem que os prêmios de risco podem ser definidos de maneira mais ampla do que apenas o risco de mercado. Enquanto o CAPM captura a noção de que o risco de um ativo é uma função da contribuição deste ativo para o risco da carteira de mercado, cada fator em um modelo multifatorial fornece sua própria definição de risco (ANG, 2014).

Os prêmios de risco podem possuir explicações racionais, comportamentais e uma combinação de fatores racionais e comportamentais. Em geral, o investidor não deve se importar se a fonte é racional ou comportamental; o cerne da questão é se a estratégia difere do investidor médio sujeito a restrições racionais e/ou comportamentais, bem como se a fonte de retorno pode persistir no futuro, ao menos no curto prazo (ANG, 2014).

Muitos investidores individuais, fundos de pensão e fundos mútuos têm restrições na alavancagem que podem utilizar e, por conta disso, acabam aumentando o peso de seus portfólios em ativos mais arriscados. Esse efeito de se inclinar para os altos betas cria um menor ajuste de risco para os retornos, o que é responsável por estes ativos proporcionarem um retorno menor (FRAZZINI; PEDERSEN, 2014). Esse fenômeno, no qual a linha do mercado de ativos (SML; *security market line*) estaria menos inclinada em relação ao proposto pelo

CAPM já havia sido verificado por Black et al. (1972).

Recentemente, Frazzini e Pedersen (2014) reexaminam essa questão através de um modelo com restrições de alavancagem e examinam as implicações para o preço do beta. Nesse modelo há diferentes tipos de agentes: agentes que não podem alavancar e aumentam o peso de ativos de alto beta, reduzindo o retorno desses ativos; agentes que podem alavancar, mas enfrentam restrições e reduzem o peso dos ativos de alto beta; agentes que não têm restrições e alavancam os ativos de baixo beta (AGARWALLA et al., 2014). O modelo produz uma linha do mercado de ativos (SML) menos inclinada, sugerindo menores retornos ajustados ao risco gerados pelos ativos de beta alto, como encontrado por Black (1972).

Frazzini e Pedersen (2014) encontram evidências consistentes para validar as cinco proposições centrais do modelo, sendo elas: (i) há uma relação monotônica entre o aumento do beta e a redução dos alfas e do índice de Sharpe; (ii) O excesso de retorno esperado do fator é positivo e aumenta com o aperto no financiamento; (iii) durante períodos de restrição de financiamento, há desalavancagem dos agentes, levando a uma perda para o fator BAB, contudo com um aumento em seu retorno futuro exigido; (iv) quando o risco de liquidez do financiamento é alto, os betas são compactados em direção a um; (v) agentes sem restrições a alavancagem apresentam um portfólio com beta menor do que 1, enquanto agentes restritos apresentam carteiras com maior peso em ativos de betas altos.

Esses autores desenvolvem um fator beta que opera comprado e alavancado em empresas de baixos betas de mercado e vendido em empresas de altos betas, chamado “*betting-against-betta*” (BAB). Em consonância com as ideias de Black (1993) de que os ativos de baixo beta poderiam estar subavaliados, enquanto os ativos de alto beta estariam sobre avaliados. Frazzini e Pedersen (2014) aplicam o fator BAB para 20 mercados de capitais e obtêm ganhos de retornos significativos, sugerindo que a redução da inclinação da linha do mercado de ativos (SML; *security market line*) é um fenômeno difundido pelo mundo.

Cochrane (2011) realiza uma crítica a forma como a literatura de apreçamento de ativos em finanças se direcionou aos fatores determinantes dos retornos esperados, se utilizando de características e fatores de difícil interpretação econômica. Para o autor, fatores fundamentalistas das empresas, que indiquem sua qualidade, como sua relação de valor de mercado para valor patrimonial (*market-to-book*) deveriam ser priorizados para a determinação de preços.

Para abordar essa questão, Asness et al. (2018) avaliam qual seria o peso da qualidade para os investidores, ou seja, qual seria o incremento marginal que investidores estariam dispostos a pagar por empresas de alta qualidade. Inspirados pelo clássico modelo de crescimento de Gordon, o qual apresenta um arcabouço teórico inicial simples e intuitivo para expressar o valor da ação pelo seu valor patrimonial (P/B; *price-to-book*). Os autores utilizam características de qualidade para mensurar: rentabilidade, crescimento e segurança e criar um fator de prêmio de risco (QMJ; “*quality-minus-junk*”) para o diferencial de operar comprado em empresas de alta qualidade e vendido em empresas de baixa qualidade.

Asness et al. (2018) demonstram que a qualidade influencia na formação de preço dos ativos, contudo seu poder explicativo para os preços é limitado. Nessa lógica, verificam que historicamente ações de empresas de alta qualidade apresentam maiores retornos ajustados ao risco, enquanto ações de empresas de baixa qualidade apresentam retornos negativos ajustados ao risco. Sendo assim, a margem paga por investidores para o preço da qualidade estaria subavaliada justificando a estratégia QMJ.

No Brasil, Costa Jr. e Neves (2000) analisam o mercado de ações brasileiro para três variáveis fundamentais valor de mercado, índice preço/lucro e índice valor patrimonial/preço, para o período de março de 1987 a fevereiro de 1996. Estes autores encontram influências expressivas dessas variáveis no apereçamento das ações.

3. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Neste modelo são construídos os fatores de risco para o mercado brasileiro, os quais Buffett estaria exposto em sua estratégia de investimento, segundo Frazzini et al. (2018).

$$R_{i,t} - R_t^f = \alpha + \beta_1 MTK_{i,t} + \beta_2 SMB_{i,t} + \beta_3 HML_{i,t} + \beta_4 UMD_{i,t} + \beta_5 BAB_{i,t} + \beta_6 QMJ_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

Sendo $R_{i,t}$ é o retorno mensal do portfólio i no mês t , R_t^f é a taxa livre de risco no mês t , $MTK_{i,t}$ é o excesso de retorno global do mercado acionário no mês t , $SMB_{i,t}$ é o fator para tamanho (pequena mesmo grande) no mês t , $HML_{i,t}$ é o fator para a relação de valor (alto valor patrimonial para valor de mercado menos baixa relação de valor patrimonial para valor de mercado) no mês t , $UMD_{i,t}$ é o fator para momento (alta menos baixa) para o, $BAB_{i,t}$ é o fator que aposta contra o beta de mercado (beta baixo menos beta alto) para o mês t , $QJM_{i,t}$ é o fator para qualidade (alta qualidade menos baixa qualidade) no mês t .

3.1 Dados

A amostra foi extraída da base de dados Economatica, na qual foram selecionadas todas as ações disponíveis na B3 durante o período de dezembro de 1998 a julho de 2018. Considerou-se as ações de empresas listadas e canceladas, tenham estas: falidas, tornadas privadas, ou sofrido fusão com outras empresas. O emprego de ações não mais listadas, tem por intuito retirar o viés de sobrevivência, já que esse poderia superestimar os retornos dos portfólios afetando os valores dos betas, em concordância com os achados de Brown e Ross 1992.

Os dados são normalizados através da utilização dos retornos em detrimento aos preços que são não estacionários. Essa abordagem visa possibilitar uma medida de comparação comum entre as diferentes classes de ativos, já que as variáveis passam a ser medidas em porcentagem, permitindo um ponto de saída para a análise multidimensional.

Foram utilizados dados mensais: dos retornos, valor de mercado, patrimônio líquido, lucro líquido, ativos totais, retorno sobre o patrimônio (ROE, *return on equity*), retorno sobre o ativo (ROA, *return on assets*), taxa de retorno do fechamento em um mês do CDI (certificados de depósito interbancário) pré-fixado ajustado, obtidos pelo banco de dados Economatica. A taxa CDI supracitada foi utilizada como taxa livre de risco.

No Brasil é comum a existência de ações ordinárias (ON) e preferenciais (PN) das empresas listadas. As ordinárias conferem ao acionista poder de voto, já as preferenciais possuem predileção por pagamentos de dividendos. As PNs também podem proporcionar diferentes direitos sendo atribuídos com mais uma letra como: PNA, PNB, PNC, PND, PNE, PNF e PNG. Para cada empresa apenas uma ação foi mantida na amostra, normalmente a PN por se a mais negociada. As ações de empresas estrangeiras negociadas através de BDR também foram retiradas. Foi excluído o período em que ações apresentaram valor patrimonial negativo. Dentre as ações classificadas como de empresas financeiras, foram retirados os bancos devido ao seu grau de alavancagem. Empresas que tiveram alterações no código, foram mantidas com o novo código durante todo o período. Caso tenha ocorrido uma fusão ou compra, foram mantidas as duas companhias até a fusão e posteriormente apenas uma.

Hudson e Gregoriou (2015) destacam que a relação entre risco e retorno sofre influências pela forma como os retornos são mensurados, afetando as conclusões obtidas em pesquisas sobre finanças. Em seu estudo, os autores comparam as diferenças entre a utilização de retornos simples e logarítmicos, verificando que a média dos logs retornos costumam ser menores do que a média dos retornos simples em uma proporção da variância dos retornos simples. Apesar das diferenças de variância entre as duas metodologias serem pouco expressivas, as alterações de média-variância dos retornos logarítmicos dificultariam a interpretação dos resultados, podendo levar a conclusões inválidas sobre os retornos monetários dos investimentos reais.

No presente trabalho os retornos das ações são calculados de forma simples segundo a equação 2. Esta abordagem permite o cálculo dos retornos esperados dos portfólios através da ponderação dos retornos dos ativos pelo valor de mercado, o que não seria possível com o emprego dos logs retornos. Em concordância com Campbell et al. (1997) e a predominância dos estudos em seções transversais.

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1 \quad (2)$$

Sendo $R_{i,t}$ o retorno mensal da ação i no mês t , $P_{i,t}$ é o valor da última cotação de fechamento da ação i no mês t , $P_{i,t-1}$ é o valor da última cotação de fechamento da ação i no mês $t - 1$, $D_{i,t}$ é o pagamento de dividendos e outros pagamentos aos acionistas no mês t .

Com o propósito reduzir a baixa de liquidez presente em alguns ativos do mercado

brasileiro, para o cálculo da variável de retornos, caso não houvesse cotação na data de fechamento do mês, foi utilizada a última cotação disponível desde que dentro do mesmo mês. Após o tratamento, obteve-se a amostra descrita pela tabela 1.

Tabela 1 - Resumo da principal amostra

Ano	Número de empresas da amostra	Número de empresas no índice Ibovespa	Valor de mercado da amostra	Valor de mercado do Ibovespa
1999	142	39	287,54	276,96
2000	144	48	319,10	299,72
2001	132	48	309,85	294,50
2002	127	47	351,23	294,02
2003	139	45	593,44	493,63
2004	142	45	779,49	642,03
2005	137	48	934,12	841,23
2006	153	48	1.286,45	1.180,65
2007	184	57	1.932,65	1.764,96
2008	202	59	1.117,15	1.087,64
2009	204	55	1.966,44	1.739,62
2010	207	62	2.265,17	2.070,75
2011	212	63	2.021,12	1.833,72
2012	213	63	2.334,71	2.000,64
2013	208	66	1.965,62	1.889,78
2014	202	66	1.682,04	1.824,50
2015	199	60	1.453,20	1.591,22
2016	190	55	1.839,72	2.078,36
2017	193	56	2.190,26	2.575,88
2018	195	63	2.336,80	2.894,36

Nota: Valores em R\$MM

Fonte: B3

3.2 O fator de mercado – MKT

A elaboração do fator para o prêmio de risco de mercado segue a metodologia originada do CAPM, fundamentado na hipótese do mercado eficiente, na qual o retorno esperado acima da taxa livre de risco seria a remuneração justa para a exposição ao risco sistemático não diversificável, de modo que todo risco sistemático está incorporado na carteira de mercado.

Desta forma a definição da carteira de mercado é responsável por embasar o prêmio de risco não diversificável, tornando a sua determinação um tema controverso. Roll (1977) crítica a eficiência de referenciais para a carteira de mercado, uma a vez que é a representação de todos

os ativos da economia, humanos, imóveis e financeiros é inviável.

No Brasil, usualmente o retorno do índice Ibovespa é empregado como variável para a carteira de mercado. Este índice representa o valor atual de uma carteira de ações teórica, que refletiria o comportamento das principais ações negociadas na B3 (Brasil Bolsa Balcão S.A.). A definição das ações que compõem esse índice é feita segundo critérios de participação nos pregões, já os pesos são definidos por uma razão da negociabilidade das ações.

Hagler e Brito (2006) examinam a eficiência de índices brasileiros como referenciais para a carteira de mercado com o modelo CAPM. Os resultados são quase unânimes em indicar a ineficiência do Ibovespa, rejeitando-o como representante da carteira de mercado. Tal conclusão traz do ponto de vista teórico, mais uma evidência contra o modelo CAPM. Assim como os estudos de Black et al. (1972) que realizaram testes regressivos ao CAPM, buscando determinar se o intercepto α_i é estatisticamente insignificante, hipótese que é rejeitada pelos autores. Esses e outros indícios sugerem a admissão de modelos multifatoriais. (VARGA; BRITO, 2016).

Em vista da ineficiência do Ibovespa como representação da carteira de mercado. O presente estudo estimou o retorno da carteira de mercado para o mercado brasileiro como sendo os retornos mensais de todas as ações, com dados disponíveis, ponderados pelo valor de mercado das empresas.

$$MKT = Retornos - CDI \quad (3)$$

3.3 Os fatores: tamanho – SMB e valor – HML

Fama e French (1992) encontram evidências de que características das empresas como um baixo índice de valor patrimonial para valor de mercado (*book-to-market*) poderiam ser associados a uma baixa geração de retornos. Então, estas características poderiam estar capturando fatores de risco fundamentais das empresas.

Fama e French (1993) aprofundam o estudo do tamanho e da relação do valor patrimonial para o valor de mercado (*book-to-market*) sobre os retornos, além do β de mercado. Em seu estudo utilizam a intersecção de seis carteiras, duas para tamanho e três para *book-to-market* para criar os fatores SMB (*small minus big*) e HML (*high minus low*). O corte para tamanho é definido como a mediana da capitalização de mercado, que é dado pelo preço de

mercado da ação multiplicado pela quantidade total de ações da empresa, separando-as em dois grupos: pequenas (*small*) e grandes (*big*). Já para a relação *book-to-market* são realizados dois cortes no percentil superior e inferior de 30%, classificando as empresas pertencentes aos primeiros 30% como baixas (*low*), as do grupo relativo às 40% intermediárias como médias (*medium*), e as maiores 30% como altas (*high*).

Para as ações selecionadas do mercado brasileiro, em junho de cada ano são classificadas para tamanho com base na capitalização de mercado do mesmo mês. Também em junho são classificadas com base no índice de valor patrimonial (do mês de dezembro do ano anterior) sobre capitalização de mercado. As ações que possuem dados dos retornos faltando para o período de junho a julho do próximo ano são retiradas da amostra, para este período, bem como as ações que apresentem valor patrimonial negativo, ou indisponível em dezembro do ano anterior.

Franzzini e Pedersen (2014) utiliza como corte para a classificação de tamanho no mercado internacional o octogésimo percentil, classificando o grupo das 80% primeiras firmas como pequeno (*small*), e as 20% maiores firmas como grandes (*big*). Em seguida, classificam condicionalmente cada um dos grupos de tamanho para a relação de valor patrimonial para valor contábil utilizando os mesmos cortes de Fama e French (1993), a fim de manter grupos balanceados.

A decisão de adotar o septuagésimo percentil como corte para tamanho do mercado brasileiro partiu do número de empresas no final de cada grupo de classificação, já que foi utilizada classificação independente dos cortes para tamanho e *book-to-market*, tornando os grupos não balanceados como em Fama e French (1993). Sendo assim, as 70% primeiras ações para tamanho foram classificadas como pequenas (S; *small*), o grupo das 30% maiores firmas foram classificadas como grandes (B; *big*). Procedeu-se para a classificação independente do índice de valor patrimonial para valor contábil, em que as 30% primeiras firmas foram classificadas como baixa relação de valor (L; *low*), as 40% intermediárias foram classificadas como médias (M; *medium*) e as 30% maiores como alta relação de valor (H; *high*).

Com os cortes acima descritos, as firmas foram divididas em 2 grupos para tamanho e em 3 grupos em *book-to-market*. Desta forma, foram construídos seis portfólios (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H) da intersecção desses grupos conforme Fama and French (1993) e Franzzini e Pedersen (2014). As carteiras em junho de cada ano foram definidas para o período de julho a junho de $t + 1$ e rebalanceados no próximo mês de junho subsequentemente até o fim da

amostra. Os retornos mensais de cada carteira foram calculados pela ponderação do retorno mensal das firmas pelos seus valores de mercado.

O fator tamanho (SMB; *small minus big*) foi calculado pela diferença em cada mês da média dos excessos de retornos das três carteiras compostas por firmas de menor tamanho (S/L, S/M, S/H) menos a média dos excessos de retornos das ações de maior tamanho (B/L, B/M, B/H) como expresso na equação 4.

$$SMB = \frac{1}{3}(Small\ Low + Small\ Medium + Small\ High) - \frac{1}{3}(Big\ Low + Big\ Medium + Big\ High) \quad (4)$$

O fator para a relação de valor (HML; *high minus low*) foi calculado pela diferença em cada mês da média dos excessos de retornos das duas carteiras de empresas de maior relação *book-to-market* (S/H, B/H) menos a média dos excessos de retornos das duas carteiras de ações de menor relação de valor (S/L, B/L).

$$HML = \frac{1}{2}(Small\ High + Big\ High) - \frac{1}{2}(Small\ Low + Big\ Low) \quad (5)$$

3.4 O fator momento – UMD

Titman e Jegadeesh (1993) encontram evidências de há persistência nos resultados de ações para períodos de três a doze meses. Desta forma, desenvolvem uma estratégia para gerar retornos positivos seguindo a tendência. Em que, com base em dados passados, compram as ações que tiveram bom desempenho e vendem as ações que tiveram desempenho ruim. A provável explicação da persistência dos retornos está ligada a forma como os indivíduos processam novas informações, tendendo a ter reações exageradas no curto prazo.

Fama e French (1996) medem efeito momento das ações como a continuação de seus retornos de curto prazo. Para isso, medem os retornos acumulados dos últimos dois a doze meses como na equação 6. Carhart (1997) constrói um fator para seguir a tendência de mercado e explicar a persistência dos retornos em fundos de ações, verificando a existência de retornos positivos no curto prazo.

No mercado brasileiro, a cada mês foi realizada a soma dos retornos dos últimos dois a doze como em Fama e French (1996). As ações que não possuíram dados dos retornos foram

retiradas do período de análise. A cada mês as ações foram ordenadas em percentis conforme os retornos acumulados. Diferentemente de Carhart (1997) e Fama e French (1996) que utilizam o décimo maior e o décimo menor percentil como medida de corte dos grupos de alta e baixa, os cortes foram realizados no trigésimo maior e menor percentis devido ao menor número de ativos do mercado brasileiro. Deste modo, as 30% primeiras firmas, as quais obtiveram os piores retornos, foram classificadas como de baixa (D; *down*), as 40% intermediárias foram classificadas como firmas neutras (N; *neutral*) e as firmas que lograram os 30% maiores retornos foram classificadas como de alta (U; *up*).

$$R_{i,t-1} = \sum_{j=2}^{11} R_{i,t-j} \quad (6)$$

Em que $R_{i,t-1}$ é o retorno acumulado do mês $t - 1$ e $R_{i,t-j}$ são os retornos dos últimos doze a dois meses anteriores.

Com os cortes independentes acima descritos, as firmas foram divididas em três grupos para momento. Da interseccção dos cortes realizados previamente para tamanho, com os cortes para momento, foram construídos quatro portfólios (S/D, S/U, B/D, B/U). Os retornos mensais de cada carteira foram calculados pela ponderação do retorno mensal das firmas pelos seus valores de mercado.

O fator para momento UMD (*up minus down*) foi calculado pela diferença em cada mês da média dos excessos de retornos das duas carteiras de empresas que obtiveram as maiores altas (S/U, B/U) menos a média dos excessos de retornos das duas carteiras de ações que lograram as maiores baixas (S/D, B/D) como expresso pela equação 7.

$$UMD = \frac{1}{2} (Small\ Up + Big\ Up) - \frac{1}{2} (Small\ Down + Big\ Down) \quad (7)$$

3.5 O fator beta – BAB

Frazzini e Pedersen (2014) com base nas evidências de Black (1993), de que betas altos (baixos) de mercado β^m estariam gerando prêmios menores (maiores) do que o esperado, ajustados ao risco, desenvolvem um fator que busca gerar retornos apostando em betas baixos e vendendo betas altos.

Para este fim, os autores acima aludidos efetuam a pré-classificação dos betas com base

nos retornos diários das ações e da carteira de mercado. Para isto, efetuam o cálculo da correlação com a sobreposição de três dias do log retorno $r_{i,t}^{3d} = \sum_{k=0}^2 \ln(1 + r_{t+k}^i)$. Frazzini e Pedersen (2014) empregam a sobreposição dos logs retornos no cálculo da correlação lidar possível influência de negociações não sincronizadas, geradas por diferentes frequências e intensidades. Como já relatado por Scholes e Willians (1977), podendo acarretar em erros nas correlações e nas previsibilidades dos retornos.

Para o mercado brasileiro, o estudo citado foi adaptado para utilizar dados mensais dos excessos de retorno simples dos ativos. Desta maneira, a cada mês, por base na volatilidade móvel de doze meses dos excessos de retorno e na correlação móvel de trinta e seis meses dos excessos de retornos dos ativos com a carteira de mercado foram estimados os betas de pré-classificação conforme a equação 8.

$$\hat{\beta}_i^{ts} = \hat{\rho}_{i,m} \frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\sigma}_m} \quad (8)$$

Em que $\hat{\sigma}_i$ e $\hat{\sigma}_m$ são respectivamente as volatilidades estimadas para os retornos das ações e da carteira de mercado, $\hat{\rho}_{i,m}$ é a correlação das ações com a carteira de mercado.

Frazzini e Pedersen (2014) consideram que estimativa dos betas na regressão está sujeita a erros, em que os valores estimados para a amostra podem estar destoantes do real valor de beta para a população. Esse fenômeno pode tornar o estimador enviesado, inconsistente e ineficiente acarretando em falhas na formação de carteiras categorizadas pelo ranking das estimativas amostrais, como retratado por Vasicek (1973). Para aumentar a confiabilidade das estimações, reduzindo o efeito de *outliers* e de um possível viés do termo de erro, Vasicek (1973) propõem uma abordagem Bayesiana para a estimação de um beta ótimo, reduzindo o efeito da estimação da série temporal em direção a média da seção transversal, procedimento que foi realizado no presente trabalho, apresentado na equação 9.

$$\hat{\beta}_i^s = w_i \hat{\beta}_i^{ts} + (1 - w_i) \hat{\beta}^{xs} \quad (9)$$

Em que $\hat{\beta}_i^s$ é o beta reduzido (*shrinkage*) da ação i , $\hat{\beta}^{xs}$ é o beta de mercado da seção transversal (*cross-section*), $\hat{\beta}_i^{ts}$ é o beta da série temporal (*time-series*) da ação i (estimado pelo beta de pré-classificação da equação 8) e w_i é o peso.

O corrente estudo, assim como em Franzzini e Pedersen (2014) atribui o de peso w_i para todas as ações em cada período o valor de $w = 0.6$ e o beta de mercado $\beta^{XS} = 1$. A estimação do beta reduzido $\hat{\beta}_i^S$ não afeta a forma como as ações são ordenadas, dado que o beta reduzido não altera o ranqueamento das ações. Deste modo, para fins de simplificação, ordena-se todas as ações do mercado brasileiro de forma crescente por base nos betas reduzidos estimados. Esta abordagem diverge de Franzzini e Pedersen (2014), já que os autores ordenam os betas reduzidos separando-os em classes de ativos. As ações do mercado brasileiro são classificadas com base na mediana, em dois grupos: betas baixos para os 50% menores betas reduzidos (L, *low*) e betas altos (H, *high*) para os 50% maiores betas.

Na equação 10 o fator BAB é construído para ter beta neutro ao mercado, ou seja, resultar em um beta equivalente a zero. Desta forma, o fator deve ser composto de duas carteiras, alavancado na posição comprada a um beta com valor de um e desalavancado na posição vendida a um beta também no valor de um tornando-se autofinanciável.

$$r_{t+1}^{BAB} = \frac{1}{w_t^L} (r_{t+1}^L - r_{t+1}^f) - \frac{1}{w_t^H} (r_{t+1}^H - r_{t+1}^f) \quad (10)$$

Em que w_t^L e w_t^H são respectivamente as médias ponderadas dos portfolios de betas baixos e do portfólio de betas altos (equação 11), r_{t+1}^L são os retornos da carteira formada por firmas de betas baixos no mês $t + 1$, r_{t+1}^H são os retornos da carteira formada por firmas de betas altos no mês $t + 1$, r_{t+1}^f é a taxa livre de risco no mês $t + 1$.

$$\begin{aligned} w_t^L &= k |Rank_i^L - \overline{Rank}| \\ w_t^H &= k |Rank_i^H - \overline{Rank}| \end{aligned} \quad (11)$$

Em que $Rank_i^L$ é o beta reduzido das i empresas classificadas como *low*, $Rank_i^H$ é o beta reduzido das i empresas classificadas como *high*. \overline{Rank} é a média dos betas das n empresas. A constante k_t é construída de acordo com a equação 12. Em que $\sum_{i=1}^n |Rank_i - \overline{Rank}|$ é o somatório dos desvios dos betas das n empresas para a média.

$$k_t = \frac{2}{\sum_{i=1}^n |Rank_i - \overline{Rank}|} \quad ((12))$$

3.6 O fator – QMJ

O fator QMJ de Asness et al. (2018) parte da premissa de que investidores estão dispostos a pagar um valor maior por ativos de qualidade, pressupondo que todas as outras qualidades sejam constantes. Sendo assim, para se avaliar o peso da qualidade no valor dos ativos é preciso identificar as características naturais da qualidade.

Para medir a qualidade Asness et al. (2018) utiliza dados contábeis da firma para três proxies de interesse: rentabilidade, crescimento e segurança. Essas proxies são combinadas em um único *z-score* para a qualidade.

As definições das variáveis utilizadas para o *z-score* visam permitir que as medidas estejam no mesmo patamar, normalizadas, a fim de poder combiná-las. O cálculo do *z-score* é expresso na equação 13. A cada mês as variáveis são convertidas em *ranks* e padronizadas para se obter o *z-score* (ASNESS; FRAZZINI; PEDERSEN, 2018).

$$Z(x) = \frac{r - \mu_r}{\sigma_r} \quad ((13))$$

Em que μ_r e σ_r são respectivamente a média e o desvio padrão da seção transversal de r , em que r_i é o vetor de $rank(x_i)$.

Asness et al. (2018) inclui uma série de variáveis como parâmetros para mensuração da qualidade, a fim de determinar as empresas lucrativas, estáveis e seguras. Sendo elas: lucro bruto por ação, retorno sobre capital próprio, retorno sobre ativos, fluxo de caixa sobre ativos, margem bruta, o beta do fator BAB, alavancagem financeira, riscos de falência e volatilidade do retorno sobre capital próprio. Para análise do efeito do fator QMJ para o mercado brasileiro, os parâmetros de mensuração da qualidade foram resumidos em retorno sobre capital próprio (roe; *return on equity*), retorno sobre ativos (roa; *return on assets*), o beta do fator BAB e alavancagem financeira (lev; *leverage*). Desta maneira, os *z-scores* para a rentabilidade, crescimento e segurança são respectivamente as médias dos *z-scores* das variáveis que os compõem, expressos conforme as equações 14, 15, 16.

$$Rentabilidade = z(z_{roe} + z_{roa}) \quad (14)$$

$$Crescimento = z(z_{\Delta roe} + z_{\Delta roa}) \quad (15)$$

$$Seguran\c{c}a = z(z_{bab} + z_{lev}) \quad (16)$$

Em que Δroe é a taxa de crescimento do roe, calculada pela diferena do lucro líquido em t e $t - 24$ sobre o valor patrimonial de $t - 24$ e Δroa é a taxa de crescimento do roa calculada pela diferena do lucro líquido em t e $t - 24$ sobre os ativos totais $t - 24$.

Para o mercado brasileiro, nos meses de maro, junho, setembro e dezembro, os quais ocorrem as publicaões de demonstrativos contábeis, foram calculados os z -scores da rentabilidade, crescimento e segurana. As aões que no apresentaram disponibilidade de dados no ms, foram retiradas da anlise para o períofo. Os valores encontrados foram sintetizados em um único fator para a qualidade, como realizado por Asness et al. (2018).

$$Qualidade = z(Rentabilidade + Crescimento + Seguran\c{c}a) \quad ((17))$$

Com as característicaf referentes a qualidade sintetizadas em um único dado, as aões foram classificadas independentemente em dois grupos tendo como corte a mediana. Ento a primeira metade foi definida como firmas de baixa qualidade (J; junk) e a segunda parte foi definida como firmas de alta qualidade (Q; quality). As aões foram reclassificao em cada períofo de publicao de demonstraões contábeis.

Com a categorizao acima descrita, para o clculo dos retornos do fator QMJ, foram construídas quatro carteiras por base na interseo das classificaões de qualidade e tamanho (S/J, S/Q, B/J, B/Q). Os retornos dos portfólios foram calculados pela média dos excessos de retornos dos ativos ponderados por seus valores de mercado. O fator QMJ foi calculado pela diferena dos portfólios formados por firmas de alta qualidade e baixa qualidade

$$QMJ = \frac{1}{2}(Small\ Quality - Small\ Junk) + \frac{1}{2}(Big\ Quality - Big\ Junk) \quad (18)$$

3.7 As carteiras utilizadas como variáveis dependentes

No presente estudo, optou-se por aplicar critérios de tamanho e índice de valor patrimonial sobre valor de mercado (*book-to-market*) de Fama e French (1993) para definir as carteiras utilizadas como variáveis dependentes.

Fama e French (1993) utilizam o excesso de retorno de 25 carteiras de aões como variáveis dependentes. Essas carteiras so organizadas em ordem crescente de tamanho,

representado pela capitalização de mercado, e em ordem crescente de índice de valor patrimonial sobre valor de mercado (*book-to-market*). Em junho de cada ano os autores classificam as ações em quintis (grupos de 20%) de forma independente para tamanho, com base nos valores de junho, e para *book-to-market*, com base nos valores de dezembro do ano anterior. Empresas com patrimônio líquido negativo foram retiradas do período de classificação. Os retornos mensais das carteiras são calculados ponderando-se os retornos mensais das ações pela capitalização de mercado, do mês de julho a junho do próximo ano.

As ações do mercado brasileiro foram divididas em 16 carteiras, em razão do menor número de ativos. Assim como em Franzini (2014), utilizou-se um ordenamento condicional para a formação das carteiras, a fim de garantir um número balanceado de ativos por carteira. Logo, em junho de cada ano as ações foram ordenadas por tamanho e separadas em quartis. Sendo os primeiros 25% classificados como T1; os percentis de 25% a 50%, T2; entre 50% e 75%, T3 e acima de 75%, T4.

No mesmo mês, as ações presentes em cada grupo previamente definidos para tamanho (T1, T2, T3, T4), foram classificadas de acordo com o *book-to-market*, calculado por base do valor patrimonial de dezembro do ano anterior. Sendo os primeiros 25% classificados como BM1; os percentis de 25% a 50%, BM2; entre 50% e 75%, BM3 e acima de 75%, BM4.

Portanto, as 16 carteiras foram formadas pela intersecção dos quartis para tamanho e quartis para *book-to-market* e suas estatísticas são apresentadas na tabela 3. Os retornos dessas carteiras são ponderados por tamanho e as ações que compõem cada carteiras são reclassificadas no mês de julho.

3.8 Metodologia de análise

O modelo foi testado através da metodologia proposta por Fama e Macbeth (1973), na qual são estimados os prêmios para os fatores de risco em dois estágios. No primeiro estágio, a serie temporal de janeiro de 2001 a julho de 2018, do excesso de retorno de cada uma das 16 carteiras construídas com base em tamanho e *book-to-market* é explicada por um ou mais dos fatores de risco sistemáticos elaborados nesse estudo. Estimando-se, por mínimos quadrados ordinários, as sensibilidades do excesso de retorno das carteiras aos fatores de risco, como expresso na equação 19.

$$R_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_{j,i} F_{j,t} + e_{i,t} \quad (19)$$

Em que $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras ($i = 1, 2, \dots, 16$) no mês t , $\beta_{j,i}$ são as sensibilidades do excesso de retorno das i carteiras aos j fatores de risco (MKT, SMB, ..., K) e $F_{j,t}$ são os valores encontrados para os j fatores de risco para o mês t .

No segundo estágio, expresso pela equação 20, são estimados os prêmios de risco λ associados aos fatores de risco sistemáticos. Para este fim, são realizadas *t* regressões *cross-section*, por mínimos quadrados ordinários, utilizando-se como variáveis explicativas as sensibilidades aos fatores de risco estimados na equação 18 e variáveis dependentes as médias dos retornos de cada carteira.

$$\bar{R}_i = \lambda_{0,i} + \sum_{j=1}^K \lambda_{i,j} \hat{\beta}_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

Em que \bar{R}_i é a média dos excessos de retornos das carteiras, $\lambda_{0,i}$ é o prêmio de risco atribuído a constante, $\lambda_{i,j}$ são os prêmios de risco relacionados aos K fatores. Por fim, para analisar a relevância dos prêmios de risco são realizados testes de significância.

4. RESULTADOS

4.1 Análise dos fatores

A tabela 2 apresenta o resumo estatístico dos fatores encontrados. Em que, MKT representa o excesso de retorno da carteira de mercado. SMB é o fator que representa os retornos gerados pelas carteiras ajustadas para tamanho (empresas pequenas menos empresas grandes). HML é o fator que representa os retornos gerados pelas carteiras ajustadas pelo índice *book-to-market* (empresas de alta relação do índice menos empresas de baixa relação do índice). UMD é o fator relacionado a persistência dos retornos no curto prazo. BAB é o fator relacionado ao prêmio de risco por apostar em betas pequenos. E QMJ é o fator relacionado ao prêmio de risco pela qualidade.

Tabela 2 – Resumo das estatísticas dos fatores

Estatísticas	MKT	SMB	HML	UMD	BAB	QMJ
Média	1,17	0,85	0,38	0,73	1,18	1,17
Desvio-padrão	5,83	4,24	6,36	7,77	11,12	4,37

Coefficientes de Correlação						
Fatores	MKT	SMB	HML	UMD	BAB	QMJ
MKT	1,00	-0,08	0,24	-0,17	0,72	0,33
SMB		1,00	-0,22	0,02	0,14	-0,03
HML			1,00	-0,38	0,38	-0,01
UMD				1,00	-0,28	0,18
BAB					1,00	0,16
QMJ						1,00

O fator MKT, construído a partir da ponderação dos excessos de retornos pelos valores de mercado de firmas com dados disponíveis, apresentou retorno médio de 1,17% e desvio-padrão de 5,83 superior à média e desvio-padrão dos retornos do índice Ibovespa para o mesmo período de 1,03%, 7,01. O CDI, taxa livre de risco utilizada, apresentou no mesmo período uma média de retornos de 1,04% e desvio-padrão de 0,33, superior ao Ibovespa.

O fator HML apresenta a menor média encontrada entre os fatores, de 0,38%, destoando da economia norte-americana em que foi a maior média encontrada por Fama e French (1996). Deste modo, deveríamos esperar que este fator auferisse baixos retornos no mercado brasileiro.

Para o CAPM, o coeficiente beta representa a covariância do ativo com a carteira de mercado, diversificada. Logo, o beta de mercado refletiria a proporção do risco do ativo para

com a carteira de mercado. Sendo assim, como os retornos do fator BAB apresentam desvio-padrão de 11,12 contra 5,83 do fator de mercado, era esperado que em média entregassem um maior prêmio de risco do que o mercado. Os fatores BAB e MKT apresentam uma média de retornos muito semelhante, de 1,17% e 1,18% respectivamente.

Ainda apreciando estes dois fatores, podemos notar que há uma correlação muito grande entre eles, de 0,72. A alta correlação pode ser atribuída a forma como o fator BAB foi construído nesse estudo, uma vez que, para fins de simplificação, não foi realizada a classificação condicional dos betas reduzidos por classes de ativos. Deste modo, o fator BAB, elaborado nesse estudo, se assemelha ao fator de mercado, porém concentrando as carteiras que o originam em betas baixos e betas altos, o que pode estar relacionado ao seu maior desvio padrão.

O fator QMJ, proposto por Asness et al. (2018), foi construído para o mercado brasileiro com um número sintetizado de variáveis para a qualidade. Mesmo assim, este fator foi o que apresentou a maior taxa de retornos ajustadas ao risco, com média de 1,17 e desvio-padrão de 4,37. Deste modo, foi devido ao pequeno lapso temporal do qual este fator de prêmio de risco foi desenvolvido. Caso o fator QMJ esteja atribuído a riscos fundamentais, é esperado que esse fator continue pagando prêmios de risco no futuro. Contudo, caso os prêmios estejam surgindo devido a erros de apreçamento, é esperado que estes retornos desapareçam no tempo a medida que outros investidores aprendam sobre eles.

4.2 Análise das carteiras utilizadas como variáveis dependentes

Comparando-se as médias das médias anuais de tamanho para cada carteira: T1, T2, T3 e T4, fica evidente o padrão de crescimento da capitalização de mercado das ações por grupo, condizentemente com a forma como as carteiras foram construídas. Examinando as médias das médias anuais do índice *book-to-market*, pode-se notar que as carteiras da coluna BM4 nem sempre são as com maior relação do índice. Isto se deve a forma condicional como as carteiras foram criadas, sendo categorizadas primeiramente para tamanho e posteriormente para a relação *book-to-market*. Contudo, pode-se observar uma tendência positiva entre as maiores médias das médias mensais dos excessos de retornos, com as maiores médias das médias anuais das relações de *book-to-market*. Propensão inversa também observada entre as maiores médias das médias mensais dos excessos de retornos com as menores médias das médias anuais de tamanho.

Tabela 3 – Resumo das estatísticas das 16 carteiras

Média das médias dos excessos de retornos mensais em %				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	2,34	1,51	2,87	2,83
T2	1,72	1,28	1,91	1,82
T3	1,12	1,24	1,39	1,87
T4	0,67	0,54	0,83	0,77

Média das médias anuais do índice valor patrimonial sobre valor de mercado				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,49	1,16	1,93	6,03
T2	0,38	0,77	1,12	2,06
T3	0,23	0,45	0,67	1,28
T4	0,15	0,36	0,63	1,40

Média das médias mensais de tamanho (R\$MM)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	171	190	193	134
T2	971	901	870	774
T3	3.170	3.196	3.082	2.953
T4	30.166	29.028	24.166	22.520

4.3 O modelo CAPM

O modelo proposto pelo CAPM é testado para o mercado brasileiro conforme a equação 21.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^m MKT_{i,t} + e_{i,t} \quad (21)$$

Em que $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas com base em categorizações de tamanho e relação de book-to-market no mês t e $MKT_{i,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado no mês t .

A tabela 4 apresenta os resultados da regressão, por mínimos quadrados ordinários, para estimação dos betas de mercado (β^m) expressa pela equação 21.

Todos os coeficientes β^m encontrados são significativos ao nível 1% de significância. Observa-se a tendência ao aumento dos valores de beta, conforme as carteiras são compostas por empresas de maiores tamanhos, bem como maiores relações de *book-to-market*.

Os coeficientes de determinação R^2 são bastante representativos para as carteiras de

maior tamanho, oscilando entre 0,54 e 0,64. Para as carteiras de menor tamanho, estes coeficientes se encontram entre os valores de 0,21 e 0,31. Tendo em vista que as empresas pequenas costumam ter menor liquidez, este resultado é esperado, já que as empresas pouco negociadas podem apresentar mais valores ausentes. Observa-se que os valores de alfa das carteiras: T1BM1, T1BM3, T1BM4, T2BM3, T3BM4 são mais expressivos, e significativos ao nível de significância de 5%, o que pode indicar a existência de retornos não explicados pelo fator de mercado.

Tabela 4 – Modelo CAPM

a					t(a)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	1,29	0,67	1,87	1,65	T1	2,34	1,52	2,76	2,26
T2	0,72	0,30	0,95	0,72	T2	1,73	0,79	2,29	1,37
T3	0,09	0,29	0,23	0,74	T3	0,26	0,88	0,68	2,13
T4	-0,24	-0,52	-0,23	-0,51	T4	-0,82	-1,87	-0,80	-1,29

B ^m					t(B ^m)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,89	0,72	0,86	1,00	T1	9,62	9,67	7,52	8,14
T2	0,86	0,84	0,82	0,94	T2	12,18	12,95	11,72	10,64
T3	0,88	0,81	0,99	0,97	T3	15,06	14,51	17,62	16,45
T4	0,77	0,91	0,90	1,10	T4	15,68	19,36	18,86	16,41

R ²					s(e)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,31	0,31	0,21	0,24	T1	7,84	6,26	9,64	10,40
T2	0,41	0,45	0,40	0,35	T2	5,94	5,46	5,91	7,47
T3	0,52	0,50	0,60	0,56	T3	4,93	4,72	4,77	4,97
T4	0,54	0,64	0,63	0,56	T4	4,16	3,96	4,03	5,65

4.4 O modelo de três fatores

O modelo de três fatores proposto por Fama e French (1993) é testado para o mercado brasileiro conforme a equação 22.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^m MKT_{i,t} + \beta_i^{smb} SMB_{i,t} + \beta_i^{hml} HML_{i,t} + e_{i,t} \quad (22)$$

Em que $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas com base em categorizações de tamanho e relação de *book-to-market* no mês t , $MKT_{i,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado no mês t , $SMB_{i,t}$ é o fator relacionado a tamanho no mês t , e $HML_{i,t}$

é o fator relacionado a relação de valor patrimonial para valor de mercado no mês t.

A tabela 5 apresenta os resultados da regressão, por mínimos quadrados ordinários, para estimar os betas relacionados ao mercado (β^m), tamanho (β^{smb}), e de relação *book-to-market* (β^{hml}) expressa pela equação 22.

Tabela 5 – Modelo de três fatores

a					t(a)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,83	0,13	0,76	0,59	T1	1,52	0,32	1,32	0,91
T2	0,04	-0,38	0,29	-0,43	T2	0,10	-1,15	0,79	-1,17
T3	-0,54	-0,20	-0,30	0,20	T3	-1,98	-0,69	-1,00	0,68
T4	-0,21	-0,45	-0,15	-0,30	T4	-0,79	-1,65	-0,50	-1,23

B^m					t(B^m)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,85	0,68	0,77	0,91	T1	9,31	9,76	7,93	8,34
T2	0,87	0,83	0,79	0,86	T2	13,86	14,89	12,78	13,99
T3	0,95	0,87	1,01	0,91	T3	20,70	17,84	19,92	18,20
T4	0,85	0,95	0,90	0,91	T4	18,84	20,51	18,31	21,65

B^{smb}					t(B^{smb})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,48	0,56	1,15	1,10	T1	3,84	5,84	8,58	7,34
T2	0,73	0,72	0,69	1,19	T2	8,52	9,46	8,14	14,07
T3	0,69	0,54	0,57	0,56	T3	10,99	8,09	8,15	8,12
T4	0,00	-0,06	-0,08	-0,28	T4	-0,08	-0,89	-1,25	-4,89

B^{hml}					t(B^{hml})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,26	0,26	0,58	0,59	T1	2,98	3,90	6,35	5,79
T2	0,12	0,21	0,26	0,57	T2	2,08	3,94	4,47	9,79
T3	-0,13	-0,11	0,06	0,34	T3	-2,93	-2,41	1,26	7,30
T4	-0,31	-0,19	-0,02	0,66	T4	-7,32	-4,32	-0,51	16,80

R^2					s(e)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,37	0,42	0,46	0,44	T1	7,53	5,74	8,01	8,98
T2	0,57	0,62	0,56	0,70	T2	5,13	4,56	5,09	5,07
T3	0,72	0,64	0,70	0,71	T3	3,78	4,00	4,17	4,11
T4	0,64	0,67	0,63	0,84	T4	3,71	3,82	4,04	3,44

Nenhum dos valores de alfa encontrados foi significativo ao nível de significância de 1%. Além disso, houve uma melhora nos coeficientes de determinação R^2 para todas as

carteiras. Fato que indica, uma melhora do poder explicativos no modelo de três fatores se comparado ao modelo CAPM.

Todas as carteiras apresentaram coeficientes β^m significativos ao nível de significância de 1%. Os coeficientes de β^{smb} apresentaram estatísticas significantes exceto para três carteiras formadas por empresas de maior tamanho. Como esperado, os betas relacionados a SMB apresentaram coeficientes menores, em média, conforme as carteiras são formadas por empresas de maior tamanho, sugerindo que empresas menores apresentam maiores retornos.

Para o fator HML apenas 4 carteiras não apresentaram coeficientes beta estatisticamente significantes para o nível de 1% de significância. Além disso, percebe-se a tendência ao aumento dos valores de beta conforme desloca-se para as carteiras formadas por empresas de maior relação *book-to-market*.

4.5 O modelo de três fatores com momento

O modelo de três fatores com o fator momento proposto é testado para o mercado brasileiro conforme a equação 23.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^m MKT_{i,t} + \beta_i^{smb} SMB_{i,t} + \beta_i^{hml} HML_{i,t} + \beta_i^{umd} UMD_{i,t} + e_{i,t} \quad (23)$$

Em que $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas com base em categorizações de tamanho e relação de *book-to-market* no mês t , $MKT_{i,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado no mês t , $SMB_{i,t}$ é o fator relacionado a tamanho no mês t , e $HML_{i,t}$ é o fator relacionado a *book-to-market* no mês t , $UMD_{i,t}$ é o fator relacionado a momento para o mês t .

A tabela 6 apresenta os resultados da regressão, por mínimos quadrados ordinários, para estimar os betas relacionados ao mercado (β^m), tamanho (β^{smb}), de relação *book-to-market* (β^{hml}) e momento (β^{umd}) expresso pela equação 23.

Os coeficientes dos betas relacionados ao fator momento não são significantes para o nível de 1%. Isto pode significar que outros fatores de risco consigam melhor capturar as variações dos retornos das variáveis dependentes. Soma-se a isso, um aumento muito pequeno do coeficiente de determinação R^2 , sugerindo uma melhora desprezível do modelo ao ser introduzido o fator momento. Os coeficientes de β^m são os mais expressivos e significativos,

indicando que melhor capturam as variações dos retornos das carteiras explicadas.

Tabela 6 - Modelo de três fatores com momento

a					t(a)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,89	0,19	0,56	0,49	T1	1,63	0,46	0,97	0,74
T2	0,13	-0,27	0,36	-0,29	T2	0,36	-0,84	0,97	-0,80
T3	-0,42	-0,17	-0,28	0,25	T3	-1,57	-0,59	-0,94	0,84
T4	-0,24	-0,37	-0,08	-0,15	T4	-0,88	-1,35	-0,28	-0,61

B^m					t(B^m)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,85	0,68	0,79	0,92	T1	9,20	9,64	8,19	8,40
T2	0,86	0,82	0,79	0,85	T2	13,72	14,76	12,64	13,88
T3	0,94	0,87	1,01	0,91	T3	20,71	17,69	19,78	18,04
T4	0,85	0,95	0,89	0,89	T4	18,80	20,39	18,16	22,09

B^{smb}					t(B^{smb})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,47	0,55	1,17	1,11	T1	3,77	5,75	8,81	7,40
T2	0,72	0,71	0,68	1,18	T2	8,41	9,35	8,04	14,02
T3	0,68	0,54	0,56	0,55	T3	10,93	8,01	8,08	8,02
T4	0,00	-0,07	-0,09	-0,30	T4	-0,03	-1,03	-1,36	-5,40

B^{hml}					t(B^{hml})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,23	0,23	0,66	0,64	T1	2,48	3,30	6,82	5,77
T2	0,08	0,16	0,23	0,51	T2	1,33	2,96	3,72	8,34
T3	-0,17	-0,12	0,05	0,32	T3	-3,78	-2,44	1,05	6,40
T4	-0,30	-0,22	-0,05	0,60	T4	-6,56	-4,74	-1,00	14,72

B^{umd}					t(B^{umd})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	-0,06	-0,05	0,18	0,09	T1	-0,79	-0,92	2,31	1,04
T2	-0,08	-0,09	-0,06	-0,12	T2	-1,67	-2,03	-1,23	-2,40
T3	-0,10	-0,02	-0,01	-0,04	T3	-2,77	-0,55	-0,33	-1,08
T4	0,02	-0,07	-0,06	-0,14	T4	0,66	-1,89	-1,44	-4,33

R²					s(e)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,37	0,43	0,47	0,44	T1	7,54	5,74	7,93	8,98
T2	0,57	0,63	0,56	0,71	T2	5,11	4,52	5,09	5,01
T3	0,73	0,64	0,70	0,71	T3	3,72	4,01	4,18	4,11
T4	0,64	0,68	0,64	0,85	T4	3,72	3,79	4,03	3,30

4.6 O modelo de três fatores com BAB

O modelo de três fatores com o fator momento proposto é testado para o mercado brasileiro conforme a equação 24.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^m MKT_{i,t} + \beta_i^{smB} SMB_{i,t} + \beta_i^{hml} HML_{i,t} + \beta_i^{bab} BAB_{i,t} + e_{i,t} \quad (24)$$

Em que $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas com base em categorizações de tamanho e relação de *book-to-market* no mês t , $MKT_{i,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado no mês t , $SMB_{i,t}$ é o fator relacionado a tamanho no mês t , e $HML_{i,t}$ é o fator relacionado a *book-to-market* no mês t , $UMD_{i,t}$ é o fator relacionado a momento para o mês t , $BAB_{i,t}$ é o fator relacionado a restrição de alavancagem.

A tabela 7 apresenta os resultados da regressão, por mínimos quadrados ordinários, para estimar os betas relacionados ao mercado (β^m), tamanho (β^{SMB}), de relação book-to-market (β^{hml}), e restrição à alavancagem (β^{bab}) expressa pela equação 24.

Para algumas carteiras os coeficientes do fator BAB foram significantes, resultado que poderia ser antecipado, tendo em vista a forma como esse fator foi construído, apresentando forte correlação com o fator de mercado. É interessante notar que os valores dos coeficientes BAB costumam ser negativos para as empresas de maior tamanho. As empresas grandes, no modelo em geral apresentam maiores valores de beta de mercado. Isto condiz com o racional de que as empresas pequenas pagam maiores prêmios por se apostar contra o beta.

Contudo, nota-se que não houve melhora expressiva do poder explicativo do modelo representado pelo coeficiente de determinação R^2 .

Tabela 7 - Modelo de três fatores com BAB

a					t(a)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,85	0,24	0,74	0,95	T1	1,54	0,57	1,27	1,51
T2	0,11	-0,29	0,34	-0,28	T2	0,29	-0,87	0,92	-0,76
T3	-0,45	-0,03	-0,12	0,32	T3	-1,64	-0,09	-0,42	1,10
T4	-0,10	-0,42	-0,03	-0,17	T4	-0,38	-1,52	-0,12	-0,68

B^m					t(B^m)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,85	0,24	0,74	0,95	T1	1,54	0,57	1,27	1,51
T2	0,11	-0,29	0,34	-0,28	T2	0,29	-0,87	0,92	-0,76
T3	-0,45	-0,03	-0,12	0,32	T3	-1,64	-0,09	-0,42	1,10
T4	-0,10	-0,42	-0,03	-0,17	T4	-0,38	-1,52	-0,12	-0,68

T1	0,83	0,56	0,80	0,48	T1	6,14	5,46	5,56	3,07
T2	0,78	0,72	0,73	0,69	T2	8,54	8,86	8,03	7,66
T3	0,84	0,66	0,80	0,77	T3	12,58	9,61	11,09	10,59
T4	0,72	0,92	0,77	0,74	T4	11,04	13,39	10,76	12,43

B^{smb}				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,47	0,49	1,16	0,88
T2	0,69	0,66	0,66	1,10
T3	0,64	0,43	0,46	0,48
T4	-0,07	-0,08	-0,15	-0,37

t(B^{smb})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	3,45	4,80	8,01	5,58
T2	7,43	8,12	7,19	12,20
T3	9,43	6,23	6,29	6,61
T4	-1,09	-1,10	-2,13	-6,09

B^{hml}				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,25	0,21	0,59	0,43
T2	0,09	0,16	0,24	0,50
T3	-0,17	-0,19	-0,02	0,29
T4	-0,36	-0,20	-0,07	0,60

t(B^{hml})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	2,63	2,95	5,92	3,98
T2	1,42	2,92	3,75	8,05
T3	-3,60	-3,90	-0,40	5,73
T4	-7,88	-4,26	-1,48	14,42

B^{bab}				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,25	0,21	0,59	0,43
T2	0,09	0,16	0,24	0,50
T3	-0,17	-0,19	-0,02	0,29
T4	-0,36	-0,20	-0,07	0,60

t(B^{bab})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	2,63	2,95	5,92	3,98
T2	1,42	2,92	3,75	8,05
T3	-3,60	-3,90	-0,40	5,73
T4	-7,88	-4,26	-1,48	14,42

R²				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,37	0,43	0,46	0,48
T2	0,57	0,62	0,56	0,71
T3	0,73	0,67	0,72	0,72
T4	0,65	0,67	0,64	0,85

s(e)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	7,55	5,71	8,03	8,71
T2	5,13	4,53	5,09	4,99
T3	3,74	3,86	4,02	4,05
T4	3,66	3,82	3,98	3,34

4.7 O modelo Buffe's alpha

O modelo de três fatores com o fator momento proposto é testado para o mercado brasileiro conforme a equação 25.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^m MKT_{i,t} + \beta_i^{smb} SMB_{i,t} + \beta_i^{hml} HML_{i,t} + \beta_i^{umd} UMD_{i,t} + \beta_i^{bab} BAB_{i,t} + \beta_i^{qmj} QMJ_{i,t} + e_{i,t} \quad (25)$$

Em que $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas com base em

categorizações de tamanho e relação de *book-to-market* no mês t , $MKT_{i,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado no mês t , $SMB_{i,t}$ é o fator relacionado a tamanho no mês t , e $HML_{i,t}$ é o fator relacionado a *book-to-market* no mês t , $UMD_{i,t}$ é o fator relacionado a momento para o mês t , $BAB_{i,t}$ é o fator relacionado a restrição de alavancagem para o mês t e $QMJ_{i,t}$ é o fator relacionado a qualidade para o mês t .

A tabela 8 apresenta os resultados da regressão, por mínimos quadrados ordinários, para estimar os betas relacionados ao mercado (β^m), tamanho (β^{SMB}), de relação *book-to-market* (β^{hml}), momento (β^{umd}), restrição à alavancagem (β^{bab}) e qualidade (β^{qmj}) expressa pela equação 25.

Analisando os resultados do modelo podemos notar que a estatística t relacionada aos coeficientes dos betas de UMD e QMJ foram pouco significativas para o modelo. Indicando que caso estejam relacionadas a riscos fundamentais, estes riscos poderiam estar sendo absorvidos por outros fatores.

Tabela 8 - Modelo Buffe's alpha

a					t(a)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,85	0,34	0,56	0,77	T1	1,51	0,80	0,94	1,19
T2	0,16	-0,34	0,33	-0,02	T2	0,43	-1,03	0,87	-0,06
T3	-0,40	-0,05	-0,25	0,40	T3	-1,47	-0,16	-0,84	1,34
T4	-0,13	-0,41	0,10	-0,11	T4	-0,46	-1,46	0,34	-0,47

B^m					t(B^m)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,81	0,59	0,79	0,45	T1	5,67	5,48	5,26	2,73
T2	0,78	0,66	0,70	0,76	T2	8,07	7,87	7,35	8,28
T3	0,82	0,65	0,74	0,79	T3	11,86	8,95	9,89	10,40
T4	0,73	0,89	0,81	0,72	T4	10,53	12,49	10,91	11,87

B^{smb}					t(B^{smb})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,47	0,50	1,17	0,88	T1	3,41	4,80	8,12	5,61
T2	0,68	0,66	0,66	1,10	T2	7,39	8,16	7,15	12,47
T3	0,63	0,43	0,45	0,48	T3	9,47	6,19	6,29	6,61
T4	-0,07	-0,08	-0,15	-0,37	T4	-1,05	-1,18	-2,13	-6,47

B^{hml}					t(B^{hml})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,22	0,19	0,66	0,48	T1	2,27	2,60	6,37	4,26

T2	0,06	0,13	0,21	0,46	T2	0,90	2,26	3,23	7,23
T3	-0,20	-0,19	-0,02	0,28	T3	-4,25	-3,73	-0,36	5,24
T4	-0,34	-0,23	-0,09	0,55	T4	-7,20	-4,65	-1,75	13,11

B^{umd}					t(B^{umd})1				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	-0,07	-0,03	0,18	0,12	T1	-0,87	-0,52	2,22	1,41
T2	-0,08	-0,10	-0,07	-0,07	T2	-1,57	-2,34	-1,33	-1,53
T3	-0,10	-0,01	-0,02	-0,02	T3	-2,71	-0,18	-0,39	-0,53
T4	0,04	-0,08	-0,03	-0,14	T4	1,04	-2,04	-0,72	-4,32

B^{bab}					t(B^{bab})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,01	0,09	0,00	0,36	T1	0,19	1,48	0,04	3,99
T2	0,06	0,08	0,04	0,12	T2	1,06	1,77	0,83	2,32
T3	0,08	0,16	0,17	0,10	T3	2,01	4,02	4,23	2,51
T4	0,10	0,02	0,09	0,12	T4	2,76	0,61	2,26	3,52

B^{qmj}					t(B^{qmj})				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,08	-0,09	0,01	0,07	T1	0,58	-0,90	0,04	0,48
T2	0,03	0,19	0,09	-0,21	T2	0,34	2,45	1,04	-2,52
T3	0,07	0,03	0,17	-0,07	T3	1,08	0,48	2,46	-1,03
T4	-0,02	0,08	-0,13	0,10	T4	-0,28	1,23	-1,87	1,83

R²					s(e)				
Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4	Carteiras	BM1	BM2	BM3	BM4
T1	0,37	0,44	0,47	0,48	T1	7,57	5,72	7,97	8,69
T2	0,58	0,64	0,56	0,73	T2	5,12	4,45	5,09	4,89
T3	0,74	0,67	0,73	0,72	T3	3,69	3,88	3,98	4,05
T4	0,65	0,68	0,65	0,86	T4	3,67	3,79	3,96	3,21

4.8 Regressões Fama-MacBeth

Considerando-se as equações de 26 a 41 foi aplicada a abordagem em dois passos de Fama e Macbeth (1973) para se estimar os prêmios de risco para dos fatores.

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \varepsilon_i \quad (26)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \varepsilon_i \quad (27)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{umd} \beta_i^{umd} + \varepsilon_i \quad (28)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{umd} \beta_i^{umd} + \lambda_{bab} \beta_i^{bab} + \varepsilon_i \quad (29)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{umd} \beta_i^{umd} + \lambda_{bab} \beta_i^{bab} + \lambda_{qmj} \beta_i^{qmj} + \varepsilon_i \quad (30)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{bab} \beta_i^{bab} + \varepsilon_i \quad (31)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{qmj} \beta_i^{qmj} + \varepsilon_i \quad (32)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{bab} \beta_i^{bab} + \lambda_{qmj} \beta_i^{qmj} + \varepsilon_i \quad (33)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \varepsilon_i \quad (34)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{umd} \beta_i^{umd} + \varepsilon_i \quad (35)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{umd} \beta_i^{umd} + \lambda_{qmj} \beta_i^{qmj} + \varepsilon_i \quad (36)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} \lambda_{qmj} \beta_i^{qmj} + \varepsilon_i \quad (37)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \varepsilon_i \quad (38)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \varepsilon_i \quad (39)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{umd} \beta_i^{umd} + \varepsilon_i \quad (40)$$

$$R_i = \lambda_{0,i} + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{qmj} \beta_i^{qmj} + \varepsilon_i \quad (41)$$

Em que R_i é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas com base em categorizações de tamanho e relação de *book-to-market*, $\lambda_{0,i}$ é o prêmio de risco associado a constante. Em cada regressão *cross-section*, os β representam os coeficientes relacionados aos fatores de risco, encontrados nas regressões em series temporais para cada uma das 16 carteiras. Os λ relacionados aos betas são os prêmios de risco desses fatores.

Na tabela 9 são apresentados os resultados das regressões de Fama e Macbeth (1973). Considerando-se a estatística t dos coeficientes de inclinação médios das regressões dos retornos para os betas, pode-se verificar que apenas as equações 34, referente ao fator HML e a equação 38 relacionada ao fator SMB apresentam prêmios de risco simultaneamente significantes para o nível de 1% de significância. Contudo, a constante, dessas equações também é significativa, fato que demonstra que nem todo risco sistemático é capturado por estes

fatores isoladamente.

Ao nível de 5% de significância para os coeficientes de inclinação dos betas, as equações 35, que utiliza os fatores HML e UMD, e 37, os fatores HML e QMJ, apresentam valores significantes. Porém, na equação 35 a constante é significativa, indicando que parte do risco sistemático não foi capturado. Já na equação 37, os prêmios de risco são significantes ao nível de 5% e a constante é insignificante sugerindo que estes fatores são capazes de capturar todo risco sistemático. Entretanto, como a probabilidade da estatística F é maior do que a significância de 1%, não podemos rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes, com exceção da constante, são iguais a zero para este nível de significância, indicando que os prêmios de risco, em conjunto, poderiam ser descartados como explicação dos excessos de retornos das carteiras.

Não obstante, nota-se um baixo poder explicativo dos betas para o excesso de retorno dos cortes transversais das carteiras, uma vez que os coeficientes de determinação R^2 ajustados apresentam valores muito baixos.

Tabela 9 – Resultados Fama Macbeth

Equação s	λ_0	λ_m	λ_{smb}	λ_{hml}	λ_{umd}	λ_{bab}	λ_{qmj}	R^2 Ajust	Estat F	Prob (Estat- F)
26	1,14 (1,11)	0,45 (0,37)						9%	0,14	0,709
27	1,28 (1,08)	-0,51 (0,37)	1,01 (3,03)	0,84 (1,67)				20%	4,8	0,003
28	1,22 (1,03)	-0,20 (-0,14)	0,81 (2,49)	0,88 (1,73)	2,49 (1,45)			24%	3,64	0,007
29	0,95 (0,84)	0,19 (0,14)	0,83 (2,56)	0,93 (1,85)	2,61 (1,49)	0,06 (0,03)		28%	3,02	0,012
30	1,07 (0,87)	0,38 (0,03)	0,83 (2,57)	0,93 (1,85)	2,57 (1,45)	-0,81 (-0,04)	0,70 (0,79)	30%	2,57	0,020
31	2,28 (2,18)	-1,77 (-1,44)				1,52 (0,87)		17%	5,88	0,003
32	1,21 (1,19)	0,34 (0,29)					-0,73 (-0,83)	10%	0,47	0,626
33	2,27	-1,80				1,54	0,21	19%	4,05	0,008

	(2,18)	(-1,46)		(0,88)	(0,24)			
34	1,14 (2,96)		1,31 (2,49)			12%	6,18	0,014
35	1,64 (3,76)		1,29 (2,46)	3,53 (1,99)		14%	4,28	0,015
36	1,90 (3,41)		1,25 (2,41)	3,52 (1,99)	-0,14 (-0,16)	15%	2,9	0,036
37	0,27 (0,51)		1,94 (2,63)		2,12 (1,98)	13%	4,15	0,017
38	1,08 (2,75)	1,24 (3,54)				12%	12,53	0,001
39	0,70 (1,83)	1,03 (3,11)	0,86 (1,72)			18%	7,13	0,001
40	1,10 (2,68)	0,81 (2,50)	0,88 (1,76)	2,49 (1,46)		21%	4,82	0,003
41	0,40 (0,81)	1,04 (0,00)	0,88 (0,08)		0,70 (0,43)	19%	4,85	0,003

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo procurou entender a influência de fatores para: mercado, tamanho, valor, momento, restrição a alavancagem e qualidade como fontes de explicação para as variações seccionais dos retornos do mercado de ações brasileiro para o período de janeiro de 2001 a julho de 2018. Tendo em vista que estes fatores conseguiriam explicar a estratégia de investimento de Warren Buffett para o mercado americano.

Este estudo mostra que fatores relacionados a tamanho e valor, somados ao fator de mercado conseguem explicar de forma muito mais significativa as variações dos retornos das carteiras dependentes. Deste modo, questiona-se a especificação do modelo CAPM, fundamentada na teoria de mercados eficientes, em explicar as variações dos retornos das ações do mercado brasileiro.

Além disso verifica-se a existência de prêmios de risco para os fatores de tamanho e valor, o que sugere que estas características estejam relacionadas a riscos fundamentais, e continuem a pagar prêmios no futuro. Os fatores de momento, “aposta contra o beta” e qualidade se mostraram menos relevantes para o mercado brasileiro.

Próximos estudos poderiam ser realizados utilizando critérios de classificações condicionais para os parâmetros empregados na construção dos fatores de risco. Além disso, verificou-se que o fator BAB, quando não classificado por classes de ativos apresenta, fraco desempenho na explicação dos retornos, o que poderia ser corrigido em trabalhos futuros.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALTMAN, E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis And The Prediction Of Corporate Bankruptcy. **Journal of Finance**, v. 23, n. 4, p. 589–609, 1968.

ANG, A. **Asset Management: A Systematic Approach to Factor Investing**. New York, NY: Oxford University Press, 2014.

ANG, A.; GOETZMANN, W. N.; SCHAEFER, S. M. The Efficient Market Theory and Evidence: Implications for Active Investment Management. **Foundations and Trends(R) in Finance**, v. 5, n. 3, p. 157–242, 2010.

ANG, A.; LIU, J. How to discount cashflows with time-varying expected returns. **Journal of Finance**, v. 59, n. 6, p. 2745–2783, 2004.

ARAÚJO, E.; FAJARDO, J.; TAVANI, L. C. DI. CAPM Usando Uma Carteira Sintética do PIB Brasileiro. v. 36, n. 3, p. 465–505, 2006.

ASNESS, C. S.; FRAZZINI, A.; PEDERSEN, L. H. Quality minus junk. **Review of Accounting Studies**, v. 24, n. 1, p. 34–112, 2018.

BANZ, R. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3–18, 1981.

BASU, S. The Relationship Between Earning's Yield Market Value and Return for Nyse Common Stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 12, p. 129–156, 1983.

BERK, J. B.; GREEN, R. C. Mutual fund flows and performance in rational markets. **Journal of Political Economy**, v. 112, n. 6, p. 1269–1295, 2004.

BLACK, F. Beta and Return. p. 74–84, 1993.

BLACK, F. Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. **Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444–455, 1972.

BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. **The Capital Asset Pricing Model: Some**

Empirical Tests. [s.l.] Praeger Publishers Inc., 1972.

BRAGA, C.; LEAL, R. Ações de Valor e de Crescimento nos Anos 90. 2002.

BROWN, S. J.; ROSS, S. A. Survivorship Bias in Performance Studies. v. 5, n. 4, p. 553–580, 1992.

BUFFETT, W. E. The Superinvestors of Graham-and-Doddsville. **Columbia Business School Magazine**, p. 4–15, 1984.

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

COCHRANE, J. H. Presidential Address: Discount Rates. **The Journal of Finance**, v. LXVI, n. 4, 2011.

COSTA JR., N.; NEVES, M. **Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações.** Revista Brasileira de Economia, 2000.

ELLIS, C. D. The Loser's Game. **Financial Analysts Journal**, v. 31, n. 4, p. 19–26, 1975.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. Modern Portfolio Theory, 1950 to Date. p. 1–33, 1997.

FAMA, E. F. et al. The Adjustment of Stock Prices to New Information INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW THE ADJUSTMENT OF STOCK PRICES TO NEW INFORMATION*. **Roll Source: International Economic Review**, v. 10, n. 1, p. 1–21, 1969.

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

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55–84, 1996.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25–46, 2004.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. XLVII, n. 2, 1992.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **The Journal**

of **Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607–636, 1973.

FRAZZINI, A.; KABILLER, D.; PEDERSEN, L. H. Buffett 's Alpha. **Financial Analysts Journal**, v. 74, n. 4, p. 35–55, 2018.

FRAZZINI, A.; PEDERSEN, L. H. Betting against beta. **Journal of Financial Economics**, v. 111, n. 1, p. 1–25, 2014.

GRAHAM, J. R.; HARVEY, C. R. The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. **Journal of Financial Economics**, v. 60, p. 187–243, 2001.

GRINOLD, R. C. The fundamental law of active management. **The Journal of Portfolio Management**, v. 15, n. 3, p. 30-37, 1989.

GROSSMAN, S. J.; STIGLITZ, J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 393–408, 1980.

HAGLER, C.; BRITO, R. Sobre a Eficiência dos Índices de Ações. 2003.

HANSEN, L. P.; JAGANNATHAN, R. Assessing specification errors in stochastic discount factor models. **Journal of Finance**, v. 52, n. 2, p. 557–590, 1997.

HSU, J.; VITALI, K. Finding Smart Beta in the Factor Zoo. **Advisor Perspectives**, 2014.

HUDSON, R. S.; GREGORIOU, A. International Review of Financial Analysis Calculating and comparing security returns is harder than you think : A comparison between logarithmic and simple returns. **International Review of Financial Analysis**, v. 38, p. 151–162, 2015.

JACOBS, B. I.; LEVY, K. N. Smart beta versus smart alpha. **Journal of Portfolio Management**, v. 40, n. 4, p. 4–7, 2014.

JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. **The Journal of Finance**, v. 23, n. 2, p. 389–416, 1967.

LAKONISHOK, J.; SHAPIRO, A. C. Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns. **Journal of Banking and Finance**, v. 10, n. 1, p. 115–132, 1986.

LEVY, H. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Empiricism. **The Economic Journal**, v. 93, n. 369, p. 145, 2006.

- 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**, v. 51, n. 2, p. 222–224, 1965.
- MALKIEL, B. G. Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 2, p. 549–572, 1995.
- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Efficient Diversification of Investments**, 1959.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77–91, 1952.
- MARTIN, G. S.; PUTHENPURACKAL, J. Imitation is the Sincerest Form of Flattery: Warren Buffett and Berkshire Hathaway. **SSRN Electronic Journal**, 2008.
- MERTON, R. C. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. **The Econometric Society**, v. 41, n. 5, p. 867–887, 1973.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market Author. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.
- ODEAN, T.; BARBER, B. M. Trading is hazardous to your wealth: the common stock investment performance of individual investors. **Journal of Finance**, v. LV, n. 2, p. 773–806, 2000.
- REINGANUM, M. MISSPECIFICATION OF CAPITAL ASSET PRICING Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 19–46, 1981.
- ROLL, R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. **Journal of Financial Economics**, v. 4, n. 4, p. 223–256, 1977.
- SCHOLES, M.; WILLIAMS, J. Estimating Betas from Nonsynchronous Data. **Journal of Financial Economics**, v. 5, p. 309–327, 1977.
- SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964.
- SPIEGEL, M. I.; MAMAYSKY, H. A Theory of Mutual Funds: Optimal Fund Objectives and Industry OrganizationSSRN. **Electronic Journal**, 2005.

- STIGLITZ, J. E.; GROSSMAN, S. J. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 875–875, 1980.
- TIMMERMANN, A.; GRANGER, C. W. J. Efficient market hypothesis and forecasting. **International Journal of Forecasting**, v. 20, n. 1, p. 15–27, 2004.
- TITMAN, S.; JEGADEESH, N. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65–91, 1993.
- TOBIN, J. Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. **The Review of Economic Studies**, v. 25, n. 2, p. 65, 1958.
- TREYNOR, J. Market Value, Time, and Risk. (**Unpublished Manuscript**), 1961.
- VARGA, G.; BRITO, R. D. The cross-section of expected stock returns. **Brazilian Review of Finance**, v. 14, n. 2, p. 151–187, 2016.
- VASICEK, O. A. A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas. **The Journal of Finance**, v. 28, n. 5, p. 1233–1239, 1973.