

Insper

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Programa de Mestrado Profissional em Economia

**VALOR E RENTABILIDADE COMO DETERMINANTES DOS RETORNOS DE
AÇÕES BRASILEIRAS: TESTES DO MODELO DE CINCO FATORES**

Fábio Motta

São Paulo

2017

Fábio Motta

**VALOR E RENTABILIDADE COMO DETERMINANTES DOS RETORNOS DE
AÇÕES BRASILEIRAS: TESTES DO MODELO DE CINCO FATORES**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças

Orientador: Professor Michael Viriato Araujo

Co-orientadora: Professora Priscila Fernandes Ribeiro

São Paulo

2017

Motta, Fábio

Valor e Rentabilidade como Determinantes do Retorno de Ações Brasileiras: Testes do Modelo de Cinco Fatores / Fábio Motta; orientador: Professor Michael Viriato Araujo; co-orientadora: Professora Priscila Fernandes Ribeiro – São Paulo: Insper, 2017. 67 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Áreas de concentração: Finanças) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

1. Modelo de fatores 2. Fama e French 3. Ações

FOLHA DE APROVAÇÃO

Fábio Motta

Valor e Rentabilidade como Determinantes dos Retornos de Ações Brasileiras: Testes do Modelo de Cinco Fatores

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças

Data de aprovação: 7 / 12 / 2017

Banca Examinadora

Prof. Dr. Michael Viriato Araujo
Orientador
Instituição: Insper

Assinatura: _____

Profa. Dra. Priscila Fernandes Ribeiro
Co-Orientadora
Instituição: Insper

Assinatura: _____

Prof. Dr. Marco Lyrio
Instituição: Insper

Assinatura: _____

Dr. Alexandre Lintz
Doutor pela FEA/USP

Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Depois de dois anos de ausência e humor alterado, agradeço à minha esposa Rúbia e aos meus filhos Luíza e Gustavo pelo amor e apoio incondicional. É por vocês que eu saio da cama todos os dias, e é para vocês que eu estou voltando agora.

À minha mãe, que lutou muito para me educar e que nunca parou de se queixar que eu não tinha feito mestrado.

Ao meu irmão e amigo Mauro. Obrigado por não me bater quando ficou maior do que eu.

Ao meu saudoso pai, que fez de tudo para que seus filhos fossem melhores do que ele. Estamos tentando, pai.

Ao meu amigo e professor Michael Viriato por ter me incentivado a encarar o desafio do mestrado e por ter orientado este trabalho.

Ao meu amigo e professor Rodrigo Moita, por também ter me incentivado, mesmo achando que se tratava de uma crise da meia idade. Ele tinha razão.

Ao Professor Ricardo Brito pelas aulas apreçamento de ativos que muito me ajudaram na elaboração deste trabalho.

À Professora Priscila Fernandes, que co-orientou esta dissertação e, de alguma forma, me fez aprender microeconomia.

À Professora Regina Madalozzo, pelas aulas excelentes e pelo esforço contínuo em melhorar o nosso curso.

Aos meus amigos da turma MPE-13, que fizeram essa jornada menos sofrida e muito mais divertida.

Ao André Ng, certamente um dos melhores monitores do Insper. Suas dicas de leitura foram decisivas para a preparação deste trabalho.

Aos meus amigos da Western Asset Management, que me deram todo apoio mesmo achando que o que eu estava fazendo era loucura.

DEDICATÓRIA

À minha esposa Rúbia e meus filhos Luíza e Gustavo, que fazem todo esforço valer a pena.

RESUMO

MOTTA, Fábio. **Valor e Rentabilidade como Determinantes dos Retornos de Ações Brasileiras: Testes do Modelo de Cinco Fatores**, 2017. 67 f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2017.

O presente trabalho investiga o poder explicativo do modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) no mercado acionário brasileiro. Lança-se mão das três abordagens mais populares de avaliação de desempenho de modelos de apreçamento baseados em fatores: método de séries temporais de Black, Jensen e Scholes (1972), regressões de Fama-MacBeth (1973) e análise de interceptos de Gibbons et al. (1989). Os testes indicam desempenho satisfatório para o modelo, com destaque para os fatores valor e rentabilidade. Os fatores tamanho e intensidade de investimentos apresentam resultados mistos. O beta relativo ao retorno do mercado se mantém relevante. Com base neste estudo, pode-se sugerir que estratégias baseadas em rentabilidade e valor tendem a apresentar retornos excedente superiores.

Palavras-chave: Finanças, Modelo de apreçamento, Modelo de precificação, Modelo de fatores, Modelo de cinco fatores, Rentabilidade, Investimento, Fama e French

ABSTRACT

MOTTA, Fábio. **Value and Profitability as Determinants of Stock Returns in Brazil: Tests of the Five-Factor Model**, 2017. 67 f. Dissertation (Master of Science Degree) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2017.

This paper investigates the predictive power of Fama & French's five-factor model in the Brazilian equity market. The study uses three popular approaches for testing performance of factor-based pricing models: Black, Jensen and Scholes' (1972) time-series method, Fama and Macbeth's (1973) two-stage regressions, and the intercept analysis proposed by Gibbons, Ross and Shanken (1989). The tests suggest that the five-factor model performs relatively well, especially with respect to factors profitability and value. Factor size and investment intensity present mixed results. The market beta remains significant after adding the new factors. This paper's findings suggest that strategies based on profitability and value tend to present superior excess returns.

Keywords: Finance, Asset pricing model, Factor model, Five-factor model, Profitability, Investment, Fama and French

SUMÁRIO EXECUTIVO

Desde a introdução da moderna teoria de portfólios por Markowitz (1959), o campo de estudo de apreçamento de ativos assiste constante evolução. Há um intenso debate sobre quais fatores de risco melhor explicam os retornos esperados de ativos, bem como sobre a melhor forma de mensurar o poder explicativo dos modelos.

Uma grande vantagem desta área de pesquisa é a abundância de dados disponíveis para análise. Particularmente em países desenvolvidos como os Estados Unidos, é possível construir séries históricas com quase um século de preços de ativos e variáveis fundamentalistas, que são a matéria prima para este tipo de estudo. No Brasil, não temos a mesma disponibilidade de informação, mas ainda assim é possível testar a aplicabilidade dos modelos mais populares, com relevância estatística satisfatória.

Este estudo pretende testar o modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) no mercado brasileiro. Para tanto, lança-se mão de três metodologias distintas, com o objetivo de mensurar o poder explicativo de tal modelo, identificar quais fatores contribuem ou prejudicam seu desempenho, e estimar o prêmio de risco de cada fator.

A base de dados, construída a partir de dados extraídos do sistema Economatica, contém preços de ações e informações financeiras de empresas listadas na bolsa B3 (antiga Bovespa) entre julho de 2000 e setembro de 2017. Dada a menor disponibilidade de informações para o mercado brasileiro, não se exige neste estudo que as ações tenham cotações durante todo o período de 207 meses ininterruptamente.

A construção dos fatores segue essencialmente a mesma sistemática proposta por Fama e French (2015), com algumas adequações metodológicas necessárias para melhor refletir as particularidades do mercado brasileiro. Nesse sentido, portfólios hipotéticos são rebalanceados trimestralmente, ao invés de anualmente, e a métrica usada como proxy de valor considera preços atuais em vez daqueles de fechamento do ano anterior. Com isso, atenuam-se distorções importantes que decorrem da menor profundidade do mercado brasileiro e da consequente concentração de portfólios em poucas ações.

Os resultados dos testes indicam desempenho satisfatório para o modelo, sobretudo para os fatores rentabilidade e valor. Tamanho e intensidade de investimentos tiveram resultados mistos nos testes realizados. O beta relativo ao retorno do mercado apresenta relação linear positiva com os retornos esperados e se mantém estatisticamente relevante. Com base neste estudo, pode-se sugerir que estratégias baseadas em rentabilidade e valor tendem a apresentar retornos excedente superiores.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Número de Empresas da Amostra	36
Gráfico 2 – Percentis de Valor de Mercado (R\$MM)	64
Gráfico 3 – Percentis de Crescimento do Ativo Total (%).....	65
Gráfico 4 – Percentis de Valor Patrimonial / Valor de Mercado.....	66
Gráfico 5 – Percentis de LAIR / Patrimônio Líquido.....	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Construção dos fatores tamanho, valor, rentabilidade e investimento	34
Tabela 2 – Correlação entre os fatores	34
Tabela 3 – Retornos mensais excedentes dos portfólios de teste	38
Tabela 4 – Estatísticas descritivas dos retornos dos portfólios de teste.	41
Tabela 5 – Modelo de 3 fatores	46
Tabela 6 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e RMW); portfólios formados em tamanho e valor	47
Tabela 7 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e RMW); portfólios formados em tamanho e rentabilidade.....	48
Tabela 8 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e CMA); portfólios formados em tamanho e valor	49
Tabela 9 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e CMA); portfólios formados em tamanho e investimento	50
Tabela 10 – Modelo de 5 fatores; portfólios formados em tamanho e valor.....	51
Tabela 11 – Modelo de 5 fatores; portfólios formados em tamanho e rentabilidade	52
Tabela 12 – Modelo de 5 fatores; portfólios formados em tamanho e investimento	53
Tabela 13 – Testes GRS para modelos de um a cinco fatores.....	56
Tabela 14 – Regressões de Fama-MacBeth.....	58

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO DA LITERATURA	15
2.1. Modelos de precificação de ativos	15
2.2. Estudos para o mercado brasileiro	21
2.3. Críticas aos modelos de Fama e French	23
2.4. Testes de modelos de apreçamento de ativos baseados em fatores	24
2.4.1. Métodos de Séries Temporais de Black, Jensen e Scholes	24
2.4.2. Procedimento de Fama-MacBeth	26
2.4.3. Teste de Gibbons, Ross e Shanken (GRS)	27
3. MÉTODO E LEVANTAMENTO DE DADOS	29
3.1. Construção dos fatores	29
3.2. Construção dos portfólios de teste	34
3.3. Amostra	35
3.4. Estatísticas descritivas das carteiras	37
4. TESTES DO MODELO	42
4.1. Método de Séries Temporais de Black, Jensen e Scholes	43
4.2. Estatística de Gibbons, Ross e Shanken (GRS)	54
4.3. Procedimento de Fama-Macbeth	57
5. CONCLUSÃO	59
6. REFERÊNCIAS	61
7. ANEXO – Gráficos de características dos portfólios	64

1 INTRODUÇÃO

A evolução dos modelos de apreçamento de ativos financeiros pode ser comparada às várias etapas de uma edificação. Desde a elaboração do modelo de seleção de portfólios de Markowitz (1959), muitas reformas e ampliações foram propostas no sentido de explicar melhor os retornos esperados em função de fatores de risco.

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) de Treynor (1961), Sharpe (1964) e Lintner (1965) relacionou os retornos dos ativos àquele percebido para o mercado como um todo. A *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976) introduziu uma abordagem multi-fatorial e reduziu o CAPM a um caso particular. Banz (1981), Basu (1977) e Lakonishok e Shapiro (1986) foram alguns dos pioneiros nas propostas de fatores que pudessem se somar (ou substituir) o fator mercado. Coube a Fama e French (1992, 1993) apontar de forma contundente a insuficiência do beta de mercado para explicar os retornos de ativos e propor o modelo de três fatores, que serviria de base para a pesquisa no campo do apreçamento até os dias de hoje.

Tal qual uma casa em permanente reforma, este campo de pesquisa continua assistindo desenvolvimento contínuo desde a enunciação do modelo de três fatores em 1992. Jegadeesh e Titman (1993) e Carhart (1997) investigaram o efeito do fator *momentum* sobre o retorno de ativos. Novy-Marx (2013) agregou o fator rentabilidade, enquanto Titman et al. (2004) e Aharoni et al. (2013) estudaram o efeito da intensidade de investimento sobre os retornos. Neste contexto, Fama e French propõem em 2015 o modelo de cinco fatores, agregando rentabilidade e intensidade de investimento ao seu modelo já consolidado.

Concorrente à construção dos modelos de precificação, pesquisadores também se debruçaram sobre a tarefa de desenvolver formas de testar seu poder explicativo. Diversos métodos foram propostos para se medir a eficiência de modelos de apreçamento, sendo os mais populares o de séries temporais de Black, Jensen e Scholes (1972), o de regressão em dois estágios de Fama e MacBeth (1973) e o de mensuração de interceptos agregados de Gibbons, Ross e Shanken (1989). Há também uma linha de pesquisa dedicada a testar o poder explicativo de tais modelos através de abordagens de dados em painel.

No Brasil, a literatura sobre modelos de apreçamento ainda é bastante restrita aos três fatores de Fama e French. Martins e Eid Jr (2015) foram os primeiros a explorar o modelo de cinco fatores, utilizando uma amostra das 100 ações mais líquidas da bolsa local. Os autores concluem que o modelo tem maior poder explicativo do que a versão anterior, mas também que

os fatores mercado, tamanho e valor performam de forma similar ao verificado em trabalhos prévios.

O foco desta dissertação é mensurar a validade do modelo de cinco fatores no mercado acionário brasileiro usando um universo de ações mais amplo do que o explorado por Martins e Eid, admitindo-se emissões menos líquidas. Algumas modificações com relação ao método do artigo original de Fama e French também são propostas, como por exemplo o cálculo da razão valor patrimonial / valor de mercado e a frequência de rebalanceamento dos portfólios teóricos.

O trabalho se inicia com uma revisão da literatura sobre modelos de apreçamento de ativos e subdivide-se em: i) recapitulação do desenvolvimento dos principais modelos, desde Markowitz até o modelo de cinco fatores de Fama e French; ii) descrição dos estudos sobre modelos de fatores feitos para o mercado brasileiro; iii) principais críticas aos modelos de três e cinco fatores de Fama e French; e iv) embasamento teórico dos testes mais comuns de desempenho dos modelos.

Na seção 3, detalha-se a metodologia de construção dos fatores de risco e dos portfólios de teste usados como variáveis dependentes nas regressões. Nesta seção são oferecidos também os critérios de seleção da amostra de empresas e do período coberto na análise.

A seção 4 traz os testes de desempenho do modelo propriamente ditos, com interpretação de coeficientes e comparação com os resultados obtidos pelos autores do modelo original. Apresenta-se também nesta seção uma análise do ganho de poder explicativo resultante da inclusão dos fatores rentabilidade e investimento ao modelo original de três fatores.

Na seção 5, são apresentadas as conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Os modelos de seleção de portfólios de Markowitz (1959), o Capital Asset Pricing Model de Treynor (1961), Sharpe (1964) e Lintner (1965), e a Arbitrage Pricing Theory de Ross (1976) podem ser considerados as pedras fundamentais dos modelos de precificação de ativos baseados em fatores. Vários outros autores contribuíram com expansões e modificações, adicionando novos fatores de risco e/ou criticando fatores existentes, e propondo formas de testar o poder explicativo dos modelos. Esta seção pretende fazer uma revisão das principais contribuições, apresentar algumas críticas feitas aos modelos de Fama e French, e revisar estudos elaborados sobre a matéria para o mercado brasileiro.

2.1 Modelos de precificação de ativos

Segundo Markowitz, o investidor tem uma função utilidade através da qual busca minimizar a variância de seu portfólio dado um certo retorno esperado (ou, de outra forma, procura maximizar o retorno do portfólio dado um certo nível de risco percebido ex-ante). Sharpe e Lintner adicionam a esta formulação a premissa de que os investidores podem alocar recursos e se financiar à taxa livre de risco, de forma que o portfólio eficiente para qualquer agente seria uma combinação de ativos de renda variável e títulos de renda fixa livres de risco. O retorno esperado de tal combinação é dado por:

$$E(R_i) = R_f + \beta_{im} * E(R_m - R_f) \quad (1)$$

Onde $E(R_i)$ é o retorno esperado para o portfólio i , $E(R_f)$ é o retorno esperado do ativo livre de risco e R_m é o retorno esperado do mercado. O coeficiente β_{im} é a medida da sensibilidade dos retornos do ativo ou portfólio i aos da carteira de mercado e pode ser obtido por uma regressão linear simples dos retornos do portfólio em função dos retornos do mercado.

O CAPM foi alvo de intenso escrutínio nos anos que seguiram sua apresentação, com diversos autores dedicados a testar empiricamente sua validade e poder explicativo. Black, Jensen e Scholes (1972) lançaram mão de um teste de séries temporais e concluíram que os retornos excedentes esperados para ações de beta altos eram mais baixos do que os sugeridos pela formulação original do CAPM, e que os retornos de ações de beta baixo excediam aqueles indicados pelo modelo.

Fama e MacBeth (1973), testaram o relacionamento entre risco e retornos médios para ações listadas na NYSE, concluindo não ser possível rejeitar a hipótese de que a precificação de ações ordinárias reflete a busca de investidores avessos a risco por portfólios eficientes em termos que retorno esperado e variância de resultados.

A *Arbitrage Pricing Theory* de Ross (1976) aparece como uma alternativa ao CAPM e defende que o retorno esperado de um ativo é função não apenas de sua sensibilidade (beta) ao retorno do mercado, mas sim uma função linear de vários fatores macroeconômicos ou portfólios teóricos. O modelo proposto por Ross tem a seguinte estrutura:

$$R_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{in}F_n + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde a_i é uma contante par ao ativo i , F_k é um fator de risco sistemático, b_{ik} é a sensibilidade (beta) do ativo i ao fator k , e ε_i o choque idiossincrático do ativo i , que se supõe não correlacionado com o de outros ativos e com os fatores de risco.

De acordo com a teoria, se o retorno dos ativos segue essa estrutura de fatores, então é possível relacionar o retorno esperado de um dado ativo com sua sensibilidade aos fatores que se pretende investigar, com o prêmio de risco de tais fatores, e com o retorno do ativo livre de risco, como segue:

$$E(R_i) = R_f + b_{i1}\lambda_1 + b_{i2}\lambda_2 + \dots + b_{in}\lambda_n \quad (3)$$

Onde λ_k é o prêmio de risco do fator k e r_f é o retorno do ativo livre de risco.

Banz (1981) identificou a relação inversa entre tamanho das empresas (valor de mercado) e retorno das ações. Resultado semelhante foi obtido por Lakonishok e Shapiro (1986), que analisaram retornos mensais das empresas negociadas na NYSE e concluíram que o beta de mercado não era capaz de explicar a variação seccional dos retornos, enquanto o tamanho das empresas era.

Rosenberg et al. (1985) concluíram que ações de empresas americanas tinham retornos positivamente correlacionados com a razão valor patrimonial / valor de mercado. Basu (1981), por sua vez, investigou a relação entre P/L (preço/lucro) e retornos de ações, encontrando retornos superiores em ações com indicadores mais baixos. Ademais, diferente do que enunciava o CAPM, os maiores retornos não vinham acompanhados de maior risco sistemático. De fato, os portfólios de P/L mais baixo apresentaram riscos sistemáticos mais baixos do que

os de índices maiores. O autor sugere que os retornos superiores poderiam se dever a expectativas exageradas por parte de investidores acerca do desempenho das empresas.

Bhandari (1988) encontrou uma relação positiva entre a alavancagem das empresas, medida pela proporção entre a dívida e patrimônio líquido. Seria plausível que o endividamento estivesse associado com risco e retorno esperado, mas no modelo original de Sharpe, Lintner e Black esta variável deveria ser capturada pelo beta da empresa. Bhandari encontrou, no entanto, que a alavancagem de fato ajudava a explicar os retornos seccionais mesmo quando controlados por beta e por tamanho.

Em 1992, Fama e French ressaltam as contradições empíricas apontadas por Banz, Bhandari, e Basu em seu artigo “The Cross-Section of Expected Stock Returns”. Os autores propõem, de forma coerente com o modelo multi-fatorial de Ross (1976), que se os ativos são apreçados racionalmente, os riscos associados a ações ordinárias são multidimensionais. Uma dimensão do risco seria o tamanho da empresa medido por seu valor de mercado, enquanto que outra dimensão seria análoga ao valor, medido pela razão entre o valor patrimonial e o de mercado de uma firma. Fama e French encontram que, diferente da relação simples entre beta de retornos médios, as relações univariadas entre retorno e tamanho, alavancagem, múltiplo lucro/preço e a proporção do valor contábil sobre de mercado (VP/VM) são fortes. Também em testes multivariados, encontram boa persistência na relação inversa entre tamanho e retorno, bem como na relação direta entre VP/VM (valor) e retorno. As principais conclusões dos autores são de que o beta de mercado não ajuda a explicar retornos seccionais de ações e que a combinação de tamanho e VP/VM tornam alavancagem e múltiplo P/L redundantes.

Fama & French (1993) expandem o estudo de 1992, partindo do pressuposto de que os mercados de renda fixa e variável são integrados. Para tanto, incluem variáveis relacionadas à estrutura a termo da curva de juros para medir sua influência sobre os retornos de ações, bem como o impacto de variáveis típicas de ações sobre os retornos de *bonds*. Uma inovação deste novo estudo é a abordagem usada para testar o poder explicativo do modelo. No artigo de 1992, os autores usam o procedimento de dois estágios de Fama e MacBeth (1973) para esta finalidade, o que não seria trivial desta vez porque variáveis como tamanho e valor patrimonial / valor de mercado não tem significado óbvio para títulos de dívida. Os autores então lançam mão da abordagem de séries temporais de Black, Jensen e Scholes (1972). Nesta metodologia, os retornos mensais de ações e *bonds* são regredidos contra os retornos de um portfólio de mercado de ações e contra portfólios hipotéticos com características específicas de tamanho, valor e fatores de estrutura a termo de juros.

Nos anos seguintes, pesquisadores se dedicam a identificar novos fatores que pudessem ser adicionados ao modelo original de Fama e French e, desta forma, aumentar seu poder de explicação. Jegadeesh e Titman (1993) encontram que portfólios construídos com ações que tenham apresentado performance de curto prazo mais positiva apresentam retorno superior no mês seguinte quando comparados com aqueles compostos por ações de fraco desempenho recente.

A relação entre rentabilidade (medida pela relação entre lucro bruto e ativo total das empresas) e o retorno de ações é o objeto de estudo de Novy-Marx (2013). Usando dados de empresas não-financeiras da American Stock Exchange desde 1962, o autor elabora regressões de Fama-MacBeth de retornos contra diversas medidas de rentabilidade, incluindo também controles para valor (valor patrimonial / valor de mercado), tamanho e performance passada.

Além da rentabilidade bruta (lucro bruto / ativo total), o estudo investiga o poder explicativo de fluxo de caixa livre / patrimônio líquido e de lucro líquido / patrimônio líquido, concluindo que a rentabilidade bruta tem basicamente o mesmo poder explicativo que a proxy de valor (valor patrimonial / valor de mercado) na previsão de retornos seccionais, enquanto que as demais métricas de rentabilidade apresentam desempenho consideravelmente pior.

Controlando por valor patrimonial / valor de mercado, o artigo sugere que a rentabilidade aumenta dramaticamente o retorno de estratégias de valor, sobretudo entre as empresas maiores. Lançando mão de uma abordagem de DuPont, Novy-Marx mostra que o giro do ativo é o principal motor de retorno de ações de empresas rentáveis.

Tais conclusões divergem das Fama e French (2006), para quem rentabilidade adicionava pouco ou nada ao poder preditivo de retornos. Novy-Marx atribui essa divergência ao fato de os autores concorrentes usarem, indevidamente, o lucro líquido corrente como proxy de rentabilidade futura, enquanto o lucro bruto seria mais adequado por se tratar da medida mais limpa da rentabilidade de uma empresa. A inclusão de outros itens da demonstração de resultados acaba por poluir a análise, induzindo a conclusões distorcidas sobre a rentabilidade efetiva da firma. Como exemplo, ele cita despesas de pesquisa e desenvolvimento ou aquelas relativas a melhorias organizacionais. Tais dispêndios reduzem o lucro corrente da firma, mas podem aumentar sua eficiência produtiva e afetar positivamente a rentabilidade futura. O autor concede, no entanto, que medidas de lucro líquido e fluxo de caixa são mais populares entre analistas e economistas, razão pela qual também as inclui em seus estudos.

Empresas rentáveis tendem a ser também empresas de crescimento, uma vez que rentabilidade bruta é um bom previsor de crescimento futuro de rentabilidade, lucros e fluxos de caixa. Entretanto, o estudo faz uma distinção entre empresas de crescimento com alta

rentabilidade bruta e as “típicas empresas de crescimento”. Apesar de exibirem características semelhantes em termos de valor (baixo múltiplo de valor patrimonial / valor de mercado e coeficientes de HML negativos), Novy-Marx classifica as empresas rentáveis como “boas empresas de crescimento”, cujas ações tendem a apresentar retornos superiores, apesar de serem mais caras sob a ótica de múltiplos.

Apesar de estratégias calcadas em rentabilidade serem efetivamente de crescimento, o autor encontra retornos excedentes similares aos observados em estratégias de valor. Sua justificativa para tal resultado é de que estratégias tradicionais de valor financiam a compra de ativos baratos com a venda de ativos caros, enquanto estratégias de rentabilidade financiam a compra de ativos produtivos com a venda de ativos improdutivos. Novy-Marx argumenta, então, que a estratégia de rentabilidade explora uma dimensão diferente de valor.

Titman et al. (2004) enunciam que firmas que aumentam substancialmente seus investimentos em capital apresentam retornos abaixo do benchmark em períodos subsequentes. Este efeito é particularmente pronunciado em firmas com maior folga financeira, isto é, com pouco endividamento e/ou forte geração de caixa. Encontram, no entanto, que este efeito é menos evidente em períodos de maior atividade de tomadas hostis de controle.

A intuição econômica por trás desta tese é o clássico conflito de agência existente entre investidores e executivos. Na ausência de mecanismos de alinhamento, a direção da empresa tem incentivo em realizar investimento que não necessariamente apresentem retorno satisfatório sobre o capital investido, mas que acarretem crescimento de receita e lucro em termos absolutos, com impacto positivo sobre sua própria remuneração.

Motivados por evidências apontadas por Novy-Marx (2013) e Titman et al. (2004) de que o modelo de três fatores deixava de capturar boa parte dos retornos decorrentes de rentabilidade e investimento, e lançando mão do modelo de dividendos descontados, Fama e French adicionam estes outros 2 fatores ao modelo existente.

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (4)$$

Onde:

R_{it} é o retorno para a ação ou portfólio i no período t

R_{Ft} é o retorno do ativo livre de risco

R_{Mt} é o retorno do portfólio de mercado

SMB_t é o retorno de um portfólio diversificado de ações de empresas pequenas menos o retorno de um portfólio diversificado de ações de empresas grandes no período t

HML_t é a diferença entre o retorno de um portfólio diversificado de ações de alta e baixa razão de valor de livro sobre valor de mercado (VP/VM)

RMW_t é a diferença entre os retornos de portfólios diversificados de ações com alta e baixa rentabilidade

CMA_t é a diferença entre os retornos de portfólios diversificados de empresas com baixa e alta intensidade de investimento

e_{it} é o termo de erro da regressão

a_i é o intercepto, que seria zero se os coeficientes capturassem perfeitamente a contribuição de cada fator ao retorno esperado

Os fatores referentes a tamanho (SMB) e valor (HML) indicam que empresas pequenas e com maiores razões VP/VM tiveram retorno superior no período analisado. Há controvérsia sobre se este retorno superior se deve ao maior risco apresentado por empresas dessas categorias ou se há de fato um retorno excedente ajustado pelo risco (alfa).

O fator rentabilidade sugere que empresas com expectativa mais positiva de lucros terão maiores retornos. No artigo, os autores usam a razão entre lucro antes de impostos e patrimônio líquido como *proxy* para a rentabilidade das empresas.

O fator *investimento* parte da premissa que as empresas tendem a investir muito quando sua rentabilidade é alta e seu custo de capital é baixo. Apesar de a proposta parecer interessante, Titman et al. (2004) encontraram que empresas que aumentam significativamente seus investimento tendem a apresentar retornos subsequentes mais fracos.

Entre as vantagens do modelo de 5 fatores de Fama e French, podemos citar a simplicidade do método de análise. Apesar de o processo de construção dos portfólios ser bastante trabalhoso, o tratamento estatístico em si não apresenta grande complexidade. Isso permitiu aos autores a realização de inúmeros exercícios, com combinações de subconjuntos dos fatores testados a fim de determinar a versão com o maior poder explicativo. A adição de rentabilidade e investimento ao modelo original de 3 fatores confere à já consagrada abordagem de Fama e French a capacidade de capturar aspectos de qualidade das empresas na estimativa de retorno esperado.

Fama e French (2017) testaram o modelo de cinco fatores em 23 mercados desenvolvidos na América do Norte, Japão, Ásia-Pacífico e Europa para o período de 2000 a 2015. Encontraram que o modelo não tem desempenho bom em nível global, mas sim regional. Com exceção do Japão, constataram prêmio de risco maior para ações de empresas pequenas. Assim como observado em Fama e French (2015), a maior limitação do modelo em sua

aplicação internacional foi não conseguir capturar integralmente os baixos retornos médios de ações de empresas pequenas com retornos que se assemelham aos de empresas pouco rentáveis e alta intensidade de investimento.

2.2 Estudos para o mercado brasileiro

A literatura brasileira sobre modelos de apreçamento baseados em fatores é bastante restrita aos testes do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French.

Bruni (1998) pesquisou a influência de variáveis como o beta de mercado, tamanho da empresa, endividamento e indicadores como preço / lucro, preço / faturamento e valor patrimonial / valor de mercado sobre retornos de ações brasileiras. O autor realizou regressões seccionais univariadas, bivariadas e multivariadas para cada ano do estudo, focando em ativos individualmente ao invés de usar a abordagem de portfólios hipotéticos. Sua conclusão foi a de que a razão valor patrimonial / valor de mercado, endividamento e múltiplo preço / vendas eram estatisticamente significantes para explicar os retornos das ações.

Mellone Jr (1999) testou empiricamente a relação entre o beta de mercado e os retornos de ações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Cobrindo o período de janeiro de 1994 a agosto de 1998, analisou 233 ações e concluiu que existia relação linear, positiva, mas não estatisticamente relevante.

Costa Jr et al. (2000) investigaram a influência de variáveis fundamentalistas no retorno de ações negociadas na Bovespa entre janeiro de 1986 e fevereiro de 1996. As variáveis testadas foram valor de mercado, índice preço / lucro e valor patrimonial / valor de mercado, além do próprio beta de mercado. Os autores utilizaram uma amostra de 177 ações, selecionando aquelas que tivessem cotações mensais por pelo menos 48 meses e cotações mensais consecutivas por ao menos 12 meses. O trabalho usou a estratégia de formação de carteiras hipotéticas, que tem a vantagem de atenuar a parte diversificável do risco das ações da amostra. Formaram-se então oito portfólios a partir das combinações dos 3 fatores fundamentalistas analisados, e utilizou-se o método de regressão linear múltipla SUR (*seemingly unrelated regression*). Os autores encontraram influência significativa das variáveis fundamentalistas sobre os retornos seccionais das ações, mas concluíram que o beta de mercado continuava sendo a principal variável explicativa.

Malaga e Securato (2003) investigam a influência dos fatores mercado, tamanho e valor patrimonial / valor de mercado nas variações dos retornos das empresas brasileiras. Para tanto, analisam o comportamento de uma amostra de ações de 1995 a 2003 e lançam mão de

metodologia idêntica à utilizada por Fama e French (1992). Os autores calculam os prêmios dos fatores de risco e dos retornos das ações, além de testarem a significância do modelo e de cada fator. Os resultados apontam para superioridade do modelo de três fatores sobre o CAPM na explicação dos retornos.

Brito e Murakoshi (2009) testam a influência dos fatores relativos a tamanho, valor, risco de crédito e risco de prazo nos retornos esperados de ações brasileiras. Os autores usam uma base de dados contendo todas as ações negociadas na Bovespa (atual B3) de julho de 1996 a dezembro de 2005, excluindo ativos que não tivessem sido negociadas por ao menos 2 anos consecutivos. Além dos fatores relacionados a tamanho e valor constantes no modelo de 3 fatores de Fama e French (1992, 1993), os autores investigam a influência de fatores relativos a variação do prêmio de risco de crédito e variação do prêmio de prazo sobre os retornos excedentes de ações brasileiras. Encontram prêmio de risco não significativo para o fator tamanho, mas prêmios diferentes de zero para o fator mercado, valor (HML) e para os dois fatores relativos ao mercado de renda fixa. Chegam também à conclusão de que o fator risco de mercado não é capaz de, isoladamente, servir de previsor de retornos. Por encontrarem interceptos estimados estatisticamente diferentes de zero, concluem que permanece uma parcela de risco sistemático ainda não capturada pelos fatores propostos.

Em um dos raros estudos sobre o modelo de cinco fatores para o mercado brasileiro, Martins e Eid Jr (2015) usam os mesmos critérios de Fama e French na construção dos fatores tamanho, valor e investimento. No fator rentabilidade (RMW), optam por utilizar o indicador Lucro Antes de Juros e Impostos (LAJIR), enquanto os proponentes do modelo consideraram o Lucro Antes de Impostos, mas após resultado financeiro (LAIR) na construção da proxy de rentabilidade. Como será explicitado mais adiante, o presente estudo usa a razão entre lucro antes de imposto de renda e patrimônio líquido como indicador de rentabilidade.

Martins e Eid acusam aumento de poder explicativo com a inclusão dos dois novos fatores ao modelo, mas concluem que os três fatores originais continuam capturando a maior parte da variação dos retornos médios. Destacam, no entanto, que os interceptos de 4 dos 6 portfólios testados ficaram estatisticamente iguais a zero, e os das duas carteiras adicionais eram muito pequenos (menos de 0.1% ao mês). Isso atesta a capacidade de o modelo capturar praticamente toda a variação dos retornos seccionais médios.

Ruiz Hernandez (2015) também adapta o modelo de cinco fatores ao mercado brasileiro e encontra adição de poder explicativo com a adição de rentabilidade e investimento ao modelo já consolidado de três fatores. Destaca, no entanto, que os fatores tamanho e valor continuam sendo os mais relevantes para o entendimento dos retornos dos ativos. Diferente de Fama e

French (2015), o autor não viu o fator valor se tornar redundante por conta da inclusão dos dois novos fatores no modelo.

2.3 Críticas aos modelos de Fama e French

Daniel e Titman (1997) argumentam que os testes do modelo de três fatores têm pouco poder explicativo contra a hipótese alternativa, que eles chamam de “modelo de características.” Tal modelo preconiza que os retornos esperados estão relacionados diretamente a características dos ativos e podem ter pouco ou nada a ver com a estrutura de covariância dos retornos. A partir de testes alternativos, os autores rejeitaram o modelo de três fatores de Fama e French, mas não o modelo de características.

Em se tratando especificamente do modelo de cinco fatores, não escapa aos olhos dos críticos o fato de os fatores associados a qualidade serem descobertas relativamente recentes no universo de Finanças e terem sido pouco pesquisados em diferentes mercados e períodos. Hou et al. (2009) argumentam que o fator rentabilidade de Fama e French é capturado de forma mais limpa por um modelo que 4 fatores que inclui o retorno da carteira de mercado, tamanho, investimento e retorno sobre capital (ROE). Os autores sugerem que os fatores selecionados por Fama e French são meramente descritivos, sem fundamentação teórica.

Blitz et al. (2016) destacam que, apesar de o modelo de cinco fatores exibir aumento significativo com relação à versão anterior, ele preserva o fator mercado a despeito de evidências abundantes de que a relação entre este fator e os retornos das ações ser pouco ou nada significativa. Também criticam o fato de Fama e French continuarem deixando de lado o fator *momentum*, que já era largamente aceito pela comunidade acadêmica quando da publicação do artigo. Os autores da crítica colocam em questão o racional econômico e a robustez dos dois novos fatores

Asness e Frazzini (2013) apontam mais uma possível fraqueza do modelo, especificamente na forma de construção do fator *HML*. Fama e French fazem o rebalanceamento de seus portfólios em junho, usando tanto preço como valor patrimonial de fechamento do ano anterior no cálculo do VP/VM. Isto é, tanto o valor de livro como o preço têm 6 meses de defasagem no momento da formação do portfólio e 18 meses no próximo rebalanceamento. A defasagem no valor de livro é justificável, pois praticamente garante que a informação esteja disponível no momento do rebalanceamento. Mas com relação ao preço, os críticos entendem que há melhores alternativas. O uso do preço com grande defasagem deixa

de capturar o impacto de oscilações relevantes de preço nos últimos 6 meses sobre o fator *HML*. No presente trabalho, empregou-se a abordagem sugerida por Asness e Frazzini.

2.4 Testes de modelos de apreçamento de ativos baseados em fatores

A estimação e avaliação de modelos lineares de precificação baseados em fatores tem por objetivo estimar e interpretar coeficientes e interceptos, estimar prêmios de risco e calcular erros-padrão dos coeficientes.

Os testes usualmente aplicados para se medir o poder de explicação de modelos de precificação são baseados em técnicas de regressão com adaptações. Os mais populares são aqueles desenvolvidos por Black, Jensen e Scholes (1972), o de Fama-MacBeth (1973) e o de Gibbons, Ross e Shanken (1989), conhecido como GRS. No primeiro deles, as séries temporais de retornos de ativos ou portfólios são regredidos contra fatores para se chegar a estimativas de coeficientes dos fatores (inclinação da reta de regressão). No segundo, lança-se mão de uma etapa posterior em que os betas obtidos são usados como variáveis explicativas em regressões em corte transversal, um para cada período da análise. O teste GRS se vale de uma estatística que mede se os interceptos das regressões entre retornos observados e os previstos pelo modelo são conjuntamente iguais ou diferentes de zero.

Existem diversas críticas sobre se tais procedimentos são efetivamente testes válidos para os modelos de precificação em questão. Roll (1977, 1978) destaca que os testes de regressão são provavelmente de baixo poder preditivo e o agrupamento de dados agrava este problema.

2.4.1 Método de Séries Temporais de Black, Jensen e Scholes

Até Black et al. (1972) apresentarem sua proposta de avaliação de performance do CAPM, os testes do modelo se baseavam em métodos de regressão seccional. Os retornos excedentes médios de um conjunto de ativos (\bar{R}_j) eram regredidos contra estimativas de risco sistemático, $\hat{\beta}_j$, de cada um dos títulos. Estimava-se então a equação

$$\bar{R}_j = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_j + \tilde{u}_j \quad (6)$$

Entretanto, ao contrário da teoria, γ_0 parecia ser consideravelmente diferente de zero e γ_1 divergia bastante do excesso de retorno médio do mercado (\bar{R}_M), colocando em cheque a validade do modelo. Em seu artigo, os autores argumentam que os testes de significância baseados em regressões seccionais são inadequados por conta da estrutura do processo de geração dos dados.

Sendo \tilde{R}_{Mt} o retorno excedente do portfólio de mercado no período t , Black et al. propuseram a seguinte formulação e um teste que consistia na estimação desta equação para determinado ativo ao longo de um dado período para se verificar se α_j seria significativamente diferente de zero.

$$\tilde{R}_{jt} = \alpha_j + \beta_j \tilde{R}_{Mt} + \tilde{e}_{jt}, \quad (7)$$

Os autores reconheceram, no entanto, que esta construção era simples mas ineficiente porque usava informação para apenas um ativo. A solução encontrada foi formar portfólios de ativos e estimar a equação (7) usando o retorno médio de todos os seus ativos componentes em um dado período t . Chamando de \tilde{R}_{Kt} o retorno médio dos ativos da carteira em t , $\hat{\beta}_K$ será o risco médio destes ativos e $\hat{\alpha}_K$ será o intercepto médio.

Outra preocupação levantada no paper foi a do eventual viés dos coeficientes de risco. Caso os portfólios fossem construídos usando valores ordenados de $\hat{\beta}_j$, os ativos integrantes da carteira de beta alto teriam erros de mensuração positivo de $\hat{\beta}_K$ e acarretariam subestimação do intercepto $\hat{\alpha}_K$. Analogamente, as carteiras formadas a partir dos ativos de beta mais baixo teriam viés negativo de $\hat{\beta}_K$ e interceptos médios superestimados. Para solucionar este problema, os autores recorreram a uma variável instrumental altamente correlacionada com $\hat{\beta}_j$ mas que pudesse ser observada independentemente. A variável escolhida foi simplesmente uma estimativa independente do β baseada em dados passados.

Apesar de evidências de que os coeficientes β_j eram estacionários ao longo do tempo, os autores recorreram a um procedimento mais complexo de agrupamento de ativos para assegurar a estacionariedade das séries. Foram construídos 10 portfólios, cada um acolhendo um decil de betas. A cada ano, as estimativas de beta eram refeitas com base em dados de retorno dos 5 anos precedentes, os portfólios eram reconstruídos e os retornos registrados.

De posse de 35 anos de retornos, os autores calcularam as estimativas dos parâmetros α_k e β_k para cada um dos 10 portolios hipotéticos via mínimos quadrados ordinários. Eles encontraram interceptos consistentemente negativos para os portfólios de beta mais alto, e

positivos para os de menor risco. Concluem, portanto, que os ativos de maior risco renderam menos, no período de análise, do que o previsto pelo modelo sob júdice.

2.4.2 Procedimento de Fama-MacBeth

Fama e MacBeth (1973) testam a relação entre risco e retorno de ações listadas na NYSE usando para tanto o modelo de equilíbrio de mercado derivado do modelo de dois parâmetros, segundo o qual o preço das ações reflete o desejo de investidores avessos a risco de deter carteiras eficientes em termos de média e variância de retornos esperados.

No modelo em questão, os agentes consideram ativos individuais apenas em termos de sua contribuição de retorno esperado e risco para o portfólio como um todo. Os autores propõem o seguinte modelo estocástico de retornos período-a-período que permitisse usar retornos médios observados (chamado *modelo de mercado*):

$$\tilde{R}_{it} = a_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (8)$$

Onde \tilde{R}_{it} é o retorno do ativo i no período t , \tilde{R}_{mt} é o retorno do portfólio de mercado no período t , β_i é a sensibilidade dos retornos do ativo i aos do portfólio de mercado, a_i é o retorno do ativo livre de risco e $\tilde{\varepsilon}_{it}$ é termo de erro. Como medida do risco não beta do ativo i , os autores usam o desvio-padrão dos resíduos $\tilde{\varepsilon}_{it}$ deste modelo.

Fama e MacBeth formam 20 portfólios a partir da ordenação das ações da NYSE em função de seus betas. A análise é dividida em 5 períodos, sendo que cada um deles compreende um período de 7 anos para a formação dos portfólios, outro de 5 anos para estimação inicial (cálculo dos betas médios de cada carteira) e mais 4 anos para o teste efetivo. Uma vez extraídos os betas médios dos portfólios nos períodos de estimação inicial, a seguinte regressão seccional é estimada para cada um dos meses de teste:

$$R_{pt} = \hat{\lambda}_{0t} + \hat{\lambda}_{1t} \hat{\beta}_{p,t-1} + \hat{\lambda}_{2t} \hat{\beta}_{p,t-1}^2 + \hat{\lambda}_{3t} \bar{S}_{p,t-1}(\hat{\varepsilon}_i) + \hat{\eta}_{pt}, \quad p = 1, 2, \dots, 20 \quad (9)$$

Os parâmetros que se pretende extrair desta regressão ($\hat{\lambda}_{kt}$, $k = 0, 1, 2, 3$) são os inputs para os testes do modelo de dois parâmetros realizado. Ao final, obteve-se: $\bar{\lambda}_j$, que é a média das estimativas mensais dos coeficientes da regressão; $s(\hat{\lambda}_j)$, o desvio-padrão das estimativas mensais; \bar{r}^2 , a média dos coeficientes de determinação mensais; e $s(r^2)$, que é o desvio padrão destes coeficientes.

Por fim, as estatísticas t para testar a hipótese de $\bar{\lambda}_j$ ser igual a zero são calculadas como segue:

$$t(\bar{\lambda}_j) = \frac{\bar{\lambda}_j}{s(\hat{\lambda}_j)/\sqrt{n}}, \quad (10)$$

onde n é o número e meses do período.

Se os betas são constantes no tempo, então as estimativas da regressão Fama-Macbeth são exatamente iguais àquelas encontradas em uma regressão em corte transversal simples. Isso se explica pelo fato de a regressão ser linear, de forma que a média dos coeficientes da regressão coincide com a regressão das médias dos coeficientes.

Uma deficiência do procedimento é que ele ignora variações no tempo, capturando apenas variações seccionais. Se o foco do estudo for identificar variações temporais, outra técnica deve ser empregada.

2.4.3 Teste de Gibbons, Ross e Shanken (GRS)

Gibbons, Ross e Shanken (1989) propõem um teste para a eficiência ex-ante de um determinado portfólio. Os autores questionam a validade dos procedimentos comumente usados até então para testes do CAPM, notadamente os desenvolvidos por Black, Jensen e Scholes (1972) e por Fama e MacBeth (1973). Segundo os autores, na medida em que são usadas *proxies* para os portfólios de mercado, o modelo não estaria sendo testado de forma apropriada. Eles concordam com Roll (1977, 1978) ao afirmarem que as regressões têm pouco poder explicativo, o que pode ser ainda agravado pelo agrupamento de dados normalmente realizado nos procedimentos.

Se um modelo de precificação de ativos captura completamente os retornos esperados, o intercepto da regressão entre retornos observados para os ativos e aqueles dos fatores explicativos será estatisticamente igual a zero. O procedimento GRS testa essa hipótese para combinações de portfólios (variáveis dependentes) e fatores (variáveis independentes). O teste diz que se todos os interceptos forem iguais a zero, então a estatística calculada também será igual a zero.

A estatística GRS é calculada para o modelo de Fama e French conforme a equação:

$$J = \frac{(T-N-k)}{N} (1 + \mu'_k \Omega^{-1} \mu_k)^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \quad (11)$$

Onde μ_k é um vetor de médias de fatores, Ω é a matriz de covariâncias $k \times k$ dos retornos dos fatores e os alfas são extraídos de regressões múltiplas descritas na equação (4).

Quanto maior o valor de J, mais os valores conjuntos dos interceptos se desviam de zero, e, portanto, mais fraca é a performance do modelo de precificação em questão. Como verificado nos testes realizados por Fama e French (1992, 2015) e se verá mais adiante neste trabalho, a estatística GRS rejeita com facilidade a hipótese nula de que os interceptos das regressões dos modelos de três e cinco fatores sejam zero. Entretanto, esta metodologia é útil para mostrar o ganho ou perda de poder explicativo resultante da inclusão ou exclusão de fatores.

3 MÉTODO E LEVANTAMENTO DE DADOS

Nesta seção, explicita-se o cálculo dos fatores de risco propostos por Fama e French e que servem de variáveis explicativas do modelo. Também se detalha a construção dos portfólios de teste, que serão as variáveis dependentes das diversas regressões realizadas com o objetivo de testar o modelo. Os critérios e ajustes empregados para a constituição da amostra, bem como as estatísticas descritivas mais relevantes também são expostas.

3.1 Construção dos fatores

Os fatores de Fama e French são, na realidade, retornos observados de portfólios hipotéticos construídos segundo determinados critérios. O uso do retorno de portfólios hipotéticos como *proxy* para fatores de risco minimiza a variância de fatores específicos para cada firma.

O primeiro passo para a construção dos fatores é a ordenação das empresas listadas na bolsa de valores em termos de tamanho (valor de mercado), valor (valor patrimonial / valor de mercado), rentabilidade (LAIR / patrimônio líquido) e investimento (crescimento do ativo total).

Quando do desenvolvimento do modelo de 3 fatores, os autores decidiram arbitrariamente classificar as empresas em dois grupos de tamanho (*small* e *big*, dependendo de sua posição em relação à mediana de valor de mercado da NYSE) e três grupos de valor (com pontos de corte nos percentis 70 e 30 do indicador valor patrimonial / valor de mercado da NYSE). Já no desenvolvimento do modelo de cinco fatores, eles testaram a sensibilidade dos resultados de precificação através de outras versões dos fatores tamanho, valor, rentabilidade e investimento usando apenas 2 classificações para cada uma das variáveis. Adicionalmente, Fama e French testaram também versões dos fatores que eram combinações simultâneas de todos os fatores (2x2x2x2) usando como corte as medianas da NYSE para cada uma dessas variáveis.

Ao todo, Fama e French consideraram 7 modelos de precificação no estudo: 3 que combinavam $R_m - R_f$ e SMB com HML, RMW e CMA; 3 modelos de 4 fatores que combinam $R_m - R_f$, SMB e pares de HML, RMW e CMA; e o modelo de 5 fatores propriamente dito. Os autores testaram a aderência de 6 grupos de portfólios em cada um destes modelos, usando 3 conjuntos de fatores. Dado o volume considerável de informação gerada, eles optaram por restringir o foco aos modelos que mostraram melhores resultados nos testes.

No presente trabalho, opta-se pela abordagem original dos estudos conduzidos por Fama e French, isto é, classificar as empresas em dois grupos de tamanho: S (*small* – empresas com valor de mercado menor do que a mediana das empresas listadas na B3) ou B (*big* – empresas com valor de mercado acima da mediana) e três grupos em cada um dos demais fatores, usando como pontos de corte os percentis 70 e 30 da bolsa de valores B3 para os indicadores pertinentes. A abordagem mais simples, que divide as empresas pelas medianas em todos os fatores, resulta em maior incidência de betas estatisticamente insignificantes. Já a terceira abordagem (2x2x2x2) se mostra inviável pelo número exíguo de ações que seriam incluídas em cada portfólio.

Empresas com indicador VP/VM (valor patrimonial / valor de mercado) igual ou superior ao percentil 70 são classificadas como H (*high* - alto valor), empresas com este indicador abaixo do percentil 30 recebem a classificação L (*low* - baixo valor), enquanto que as demais 40% são classificadas como N (valor neutro).

Expediente semelhante é adotado na classificação das empresas em termos de rentabilidade: as 30% mais rentáveis recebem a classificação R (rentabilidade robusta), as 30% piores são classificadas como W (de rentabilidade fraca – *weak*) e as 40% restantes são as de rentabilidade neutra (N).

Por fim, as empresas que estejam entre as 30% que apresentaram maior crescimento de ativos totais no ano anterior recebem a letra A (investimento agressivo), as 30% que investiram menos são classificadas como C (conservadoras) e as 40% restantes são chamadas de N (neutras em investimento).

Cada empresa é classificada independentemente segundo cada um destes critérios, de modo que uma mesma firma deve receber mais de uma classificação. Por exemplo: uma empresa com valor mercado inferior à mediana receberá a letra S, de *small*, no quesito tamanho. Se essa mesma empresa tiver indicador VP/VM entre os 30% maiores da bolsa, receberá a letra H (*high*) na dimensão valor. Desta forma, esta empresa será integrante do portfólio hipotético SH, que agrega todas as empresas pequenas e de alto valor da bolsa. De forma análoga, as empresas pequenas e de baixo valor receberão a classificação SL (*small-low*) e as pequenas de valor neutro serão SN (*small-neutral*). Obviamente, as empresas com valor de mercado acima da mediana receberão serão incluídas nos portfólios BH (*big-high*), BN (*big-neutral*) e BL (*big-low*).

Seguindo a mesma metodologia, as empresas são classificadas a partir de combinações do quesito tamanho com rentabilidade, dando origem aos portfólios SR (*small-robust*, para

empresas pequenas e rentáveis), SN (*small-neutral*), SW (*small-weak*, para empresas pequenas e de fraca rentabilidade), BR (*big-robust*), BN (*big-neutral*) e BW (*big-weak*).

Por fim, as empresas serão alocadas também a portfólios construídos a partir de combinações tamanho-investimento, como segue: SC (*small-conservative*, para empresas pequenas e com perfil conservador de investimento), SN (*small-neutral*), SA (*small-aggressive*, para empresas pequenas e agressivas em investimento), BC (*big-conservative*), BN (*big-neutral*) e BA (*big-aggressive*).

Seguindo Fama e French (1992, 1993, 2015), os portfólios hipotéticos são construídos a partir de uma ponderação por valor de mercado das ações constituintes, diferente da metodologia de ponderação igualitária utilizada por Brito e Murakoshi (2009). A ponderação por valor de mercado tem a vantagem de atenuar a variância dos retornos, uma vez que há relação inversa entre tamanho e variância. Há que se reconhecer, no entanto, que esta metodologia acarreta concentração indesejável de determinados portfólios, em dados meses.

Nos trabalhos originais de Fama e French, os portfólios hipotéticos são rebalanceados anualmente, ao final do primeiro semestre, e se mantêm inalterados até o próximo ajuste no final do primeiro semestre no ano seguinte. Neste trabalho, entretanto, optou-se por rebalanceamentos trimestrais para refletir mais prontamente a migração de empresas entre segmentos, sobretudo no que tange a tamanho. Tal expediente se deve ao fato de termos no mercado brasileiro um número muito inferior de ações listadas e, conseqüentemente, uma concentração indesejável e inevitável nos portfólios. Tal concentração causa, em dados momentos, distorções significativas nos retornos dos portfólios.

Vejamos o exemplo da empresa Magazine Luiza, cuja ação ordinária teve alta superior a 4000% entre o preço mínimo e o máximo dos últimos 2 anos. No final de junho/2016, o valor de mercado da empresa era de R\$ 831 milhões, abaixo da mediana de tamanho naquele momento, o que a rendia a classificação “S”. No mesmo momento, seu indicador valor patrimonial / valor de mercado era de 0.83, entre os percentis 30 e 70 da B3, conferindo-a o status de “neutra”. A empresa era, então, classificada como “SN”.

Nos 12 meses seguintes, as ações da empresa tiveram alta de 555%, com seu valor de mercado passando para 5.4 bilhões (muito acima da mediana de R\$ 1.47 bilhão verificada para as ações negociadas na bolsa B3 em 30/6/2017) e seu indicador de valor patrimonial / valor de mercado caindo para 0.14. Caso se optasse pela manutenção Magazine Luiza no portfólio SN por 12 meses, ela teria agregado isoladamente cerca de 20 pontos percentuais de retorno ao portfólio, distorcendo o cálculo dos fatores SMB e HML. Para atenuar este efeito indesejável, promove-se a migração da empresa para o portfólio devido trimestralmente. Desta forma, a

MGLU3 é transferida para a carteira BN (empresas grandes e neutras em valor) no 4º trimestre de 2016. Com a contínua alta das ações, a empresa migra para o portfólio BL (empresas grandes e de baixo valor) no 1º trimestre de 2017 e lá permanece até o final do estudo.

Uma vez construídos os portfólios, calculam-se seus retornos mensais simplesmente multiplicando-se o peso de cada ação integrante pela variação de seus preços, devidamente ajustados por eventos como desdobramentos, grupamentos e pagamentos de dividendos.

Passa-se em seguida ao cálculo dos fatores propriamente ditos. O primeiro deles, fator Mercado ($R_m - R_f$), nada mais é do que o retorno observado pelo mercado acionário como um todo em excesso ao retorno de um ativo livre de risco. Para este trabalho, utilizou-se o retorno do índice IBX, calculado pela B3. A opção pelo IBX em lugar do mais popular Ibovespa se deveu ao fato deste último ter, até recentemente, uma metodologia de construção baseada em liquidez das ações e não em valor de mercado, o acarretou em dados momentos distorções relevantes, concentração indesejável em poucas ações e setores, bem como composições que pouco ou nada tinham a ver com a relevância das empresas para a economia como um todo. Já o IBX era, desde sua origem, um índice baseado em valor de mercado, com composição mais compatível com a importância das empresas. A proxy escolhida para retorno do ativo livre de risco (R_f) foi a taxa dos Certificados de Depósito Interbancário (CDI).

Os demais fatores são construídos a partir dos 6 portfólios formados pela combinação entre tamanho e valor, os 6 portfólios resultantes do cruzamento entre tamanho e rentabilidade e os 6 que decorrem da intersecção entre tamanho e investimento.

O fator SMB (*small minus big*) corresponde ao retorno médio de 9 portfólios de empresas pequenas menos o retorno de 9 carteiras formadas com ações de empresas grandes. Os autores calculam o retorno dos portfólios de empresas pequenas com alto valor (alto múltiplo VP/VM), pequenas com valor neutro e pequenas com valor baixo (baixo VP/VM). Em seguida subtraem deste retorno médio aquele calculado para empresas grandes com as mesmas características de valor.

$$SMB_{VP/VM} = 1/3 (Small Value + Small Neutral + Small Growth) - 1/3 (Big Value + Big Neutral + Big Growth).$$

O mesmo expediente é adotado para as intersecções entre tamanho e rentabilidade, e em seguida tamanho e investimento.

$$SMB_{OP} = 1/3 (Small Robust + Small Neutral + Small Weak) - 1/3 (Big Robust + Big Neutral + Big Weak). \quad (12)$$

$$\text{SMB}_{\text{INV}} = 1/3 (\text{Small Conservative} + \text{Small Neutral} + \text{Small Aggressive}) - 1/3 (\text{Big Conservative} + \text{Big Neutral} + \text{Big Aggressive}). \quad (13)$$

O fator SMB em si é tão somente a média destes 3 componentes:

$$\text{SMB} = 1/3 (\text{SMB}_{(\text{VP/VM})} + \text{SMB}_{(\text{OP})} + \text{SMB}_{(\text{INV})}). \quad (14)$$

O fator HML (*high minus low*) corresponde ao retorno médio dos dois portfólios de valor, subtraído do retorno médio dos dois portfólios de crescimento.

$$\text{HML} = 1/2 (\text{Small Value} + \text{Big Value}) - 1/2 (\text{Small Growth} + \text{Big Growth}) \quad (15)$$

Em consonância com a crítica de Asness e Frazzini (2013) a respeito do método de construção do fator HML, utiliza-se no presente estudo o múltiplo VP/VM mais recente a cada rebalanceamento trimestral das carteiras hipotéticas. Tal expediente tem por objetivo eliminar o considerável intervalo de tempo entre a publicação dos demonstrativos financeiros do ano anterior e a data do rebalanceamento.

O fator RMW (*robust minus weak*) é o retorno médio dos dois portfólios formados a partir de empresas com alta rentabilidade, menos o retorno médio dos dois portfólios de empresas de rentabilidade inferior

$$\text{RMW} = 1/2 (\text{Small Robust} + \text{Big Robust}) - 1/2 (\text{Small Weak} + \text{Big Weak}). \quad (16)$$

Assim como proposto por Fama e French (2015), a proxy de rentabilidade adotada é a razão entre lucro antes do imposto de renda (LAIR) e o patrimônio líquido da empresa. Esta opção diverge do proposto por Martins e Eid (2015), que usaram o lucro operacional antes do resultado financeiro (LAJIR). A opção pelo LAJIR tem a vantagem de não sofrer com a volatilidade causada pelo efeito da variação cambial sobre dívidas de longo prazo em moeda estrangeira. Entretanto, esta medida não tem relação com a estrutura de capital da empresa, de forma que talvez fosse mais apropriado usar o ativo total como denominador em vez do patrimônio líquido.

Por fim, o fator CMA (*conservative minus aggressive*) é calculado como o retorno médio dos dois portfólios de empresas com perfil de investimento conservador, menos o retorno médio dos dois portfólios de empresas que investem mais agressivamente

$$CMA = 1/2 (Small Conservative + Big Conservative) - 1/2 (Small Aggressive + Big Aggressive). \quad (17)$$

Tabela 1 – Construção dos fatores tamanho, valor, rentabilidade e investimento

Fator	Componentes	Pontos de corte
SMB _{B/M}	$[(SH + SN + SL) - (BH + BN + BL)] / 3$	
SMB _{OP}	$[(SR + SN + SW) - (BR + BN + BW)] / 3$	Tamanho: mediana de valor de mercado da B3
SMB _{Inv}	$[(SC + SN + SA) - (BC + BN + BA)] / 3$	
SMB	$(SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{Inv}) / 3$	
HML	$[(SH + BH) - (SL + BL)] / 2$	Valor: 30º e 70º percentis de B/M da B3
RMW	$[(SR + BR) - (SW + BW)] / 2$	Rentabilidade: 30º e 70º percentis de EBIT/PL da B3
CMA	$[(SC + BC) - (SA + BA)] / 2$	Investimento: 30º e 70º percentis de crescimento de ativo da B3

Fonte: elaboração própria, com base em Fama e French (2015)

Como evidenciado na Tabela 2, as correlações entre os fatores são baixas. A exceção fica por conta daquela observada entre o fator valor (HML) e o fator rentabilidade (RMW) de -0.56. As correlações entre o fator mercado ($R_m - R_f$) e os demais fatores são moderadas, ficando entre -0.26 e 0.22.

Tabela 2 – Correlação entre os fatores

	Rm - Rf	SMB	HML	RMW	CMA
Rm - Rf	1.00				
SMB	(0.19)	1.00			
HML	0.22	(0.03)	1.00		
RMW	(0.26)	0.05	(0.56)	1.00	
CMA	(0.21)	0.08	(0.03)	0.07	1.00

Fonte: elaboração própria com dados da Econômicã e cálculos feitos com o software Stata.

3.2 Construção dos portfólios de teste

As variáveis dependentes dos testes realizados são os retornos excedentes mensais de portfólios construídos a partir da intersecção entre tamanho-valor, tamanho-rentabilidade e tamanho-investimento, de forma similar ao que se fez para a construção dos fatores (variáveis independentes).

Em seu trabalho original, Fama e French ordenaram e separaram as empresas em 5 grupos de tamanho, valor, rentabilidade e investimento, obtendo então 25 portfólios em cada uma das três combinações. O mercado brasileiro, no entanto, é muito menos profundo do que o americano, sendo impossível construir o mesmo número de carteiras hipotéticas com um nível

satisfatório de diversificação. Desta forma, opta-se neste trabalho por dividir as empresas em quartis em vez de quintis em cada uma das variáveis relevantes, obtendo-se, portanto, 16 portfólios em cada combinação (um total de 48 portfólios de teste).

Mesmo com esta adequação, há trimestres em que determinados portfólios contam com um número exíguo de empresas componentes, o que pode acarretar variância indesejável de retornos. Em vista desta limitação, são excluídas observações em que um dado portfólio não contenha ao menos 3 ações.

O critério de migração trimestral de ações é adotado também na construção dos portfólios de teste, a fim de se evitar efeitos como o descrito para a Magazine Luíza. Também aqui a empresa começa o 3º trimestre de 2016 no portfólio S2H3 (2º quartil de tamanho e 3º de valor), passa para o S3H2 (3º quartil de tamanho e 2º de valor) no 4º trimestre de 2016 e para a S3H1 no 1º trimestre de 2017, onde permanece até o final do estudo.

3.3 Amostra

Um mal que aflige a todos os que se debruçam sobre a tarefa de testar modelos de apreçamento de ações brasileiras é a exiguidade de dados primários para análise e a alta volatilidade de retornos, o que coloca em cheque inclusive a validade de determinadas metodologias de teste. Mesmo com o notável desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro a partir de 2004, o sistema Economática elenca apenas 577 empresas listadas na bolsa de valores B3, das quais 191 tiveram negociação todos os dias nos últimos 12 meses. A título de comparação, a base de dados da Bloomberg lista aproximadamente 10400 empresas ativamente negociadas nas várias bolsas de valores dos Estados Unidos.

Para o presente estudo utiliza-se a base de dados do sistema Economática para se obter séries históricas de preços de ações, valor de mercado das empresas, dados financeiros tais como ativo total, patrimônio líquido, lucro antes de imposto de renda e o indicador de valor patrimonial / valor de mercado.

O período de análise escolhido é de julho de 2000 até outubro de 2017 (207 meses). A escolha da data inicial atende ao objetivo de se maximizar a quantidade de informação disponível, considerando cortes transversais (número de empresas analisadas) e séries temporais (número de meses), bem como atenuar o problema de concentração setorial.

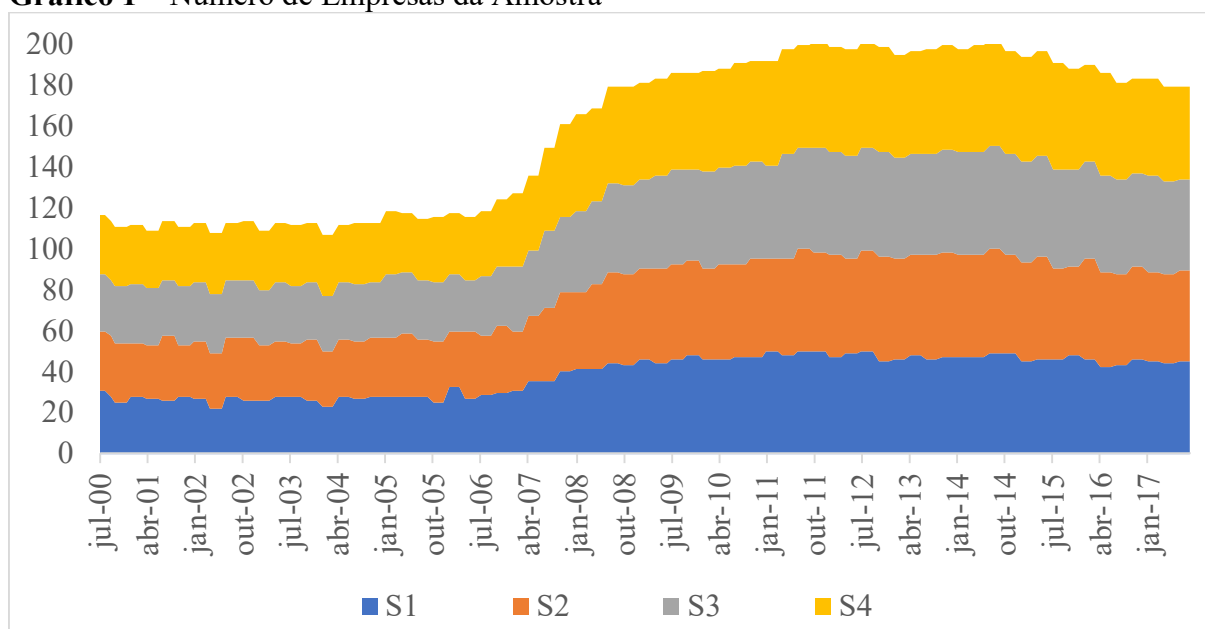
A fim de assegurar que as ações analisadas fossem de fato representativas do mercado, somente são incluídas nos portfólios aquelas que tenham sido negociadas nos últimos 23 pregões anteriores à data do rebalanceamento. Idealmente, seria usado um filtro de liquidez

ainda mais restritivo, para garantir que os portfólios hipotéticos (tanto aqueles usados no cálculo dos fatores como os que servem de variáveis dependentes) pudessem ser efetivamente construídos por agentes de mercado, incluídos aí investidores institucionais de grande porte. Entretanto, tal procedimento restringiria demasiadamente o universo de análise, visto que não mais do que 150 ações listadas na bolsa de valores B3 possuem liquidez satisfatória para os padrões destes participantes do mercado.

A fim de se eliminar duplas contagens de indicadores financeiros na construção dos fatores, considera-se apenas um veículo de transação para cada emissor. Nos casos em que haja mais de uma classe de ação negociada (ordinária, preferencial ou *unit*), apenas aquela com maior volume na negociação é mantida na amostra. Também se escolhe entre empresa *holding* ou subsidiária, eliminando-se o veículo menos líquido.

São excluídas da análise ações de bancos por se tratar de empresas com estruturas de balanço muito diferentes dos demais setores. Uma dificuldade óbvia seria compatibilizar a variação do ativo total dos bancos com o cálculo do fator investimento. Diferente de empresas não-financeiras, bancos tem oscilações significativas em seu ativo total sem que isso tenha necessariamente relação com maior ou menor dispêndio de capital.

Gráfico 1 – Número de Empresas da Amostra



Fonte: Elaboração própria, com dados da Economática

Devido ao universo relativamente restrito de ações listadas na bolsa de valores B3, optou-se pela inclusão de títulos que não necessariamente estivessem presentes em todo o período coberto. Ações listadas em data posterior ao início da análise (julho de 2000), ou que

tenham sido retiradas da bolsa antes de outubro de 2017 fizeram parte do estudo pelo tempo em que fossem negociadas. Algumas ações foram temporariamente excluídas da base por não terem sido negociadas em meses específicos. Desta forma, foi possível aproveitar a maior quantidade possível de informações e atenuar o problema da falta de dados.

3.4 Estatísticas descritivas das carteiras

A Tabela 3 sumariza os retornos excedentes mensais médios dos portfólios construídos a partir das combinações entre tamanho e os demais fatores investigados (valor, rentabilidade e investimento).

Com exceção dos portfólios formados em tamanho-valor, parece se verificar no mercado brasileiro retornos superiores de empresas menores, mas não de forma tão pronunciada como no mercado americano. Controlando-se por valor (painel A), este efeito não é tão evidente, com as empresas de menor capitalização (S1) apresentando os maiores retornos apenas no 2º quartil de valor (H2). No 1º e no 3º quartis de valor, as menores empresas foram inclusive as de pior retorno excedente.

Já quando se analisam os retornos dos portfólios formados em tamanho e rentabilidade (painel B), tem-se uma clara superioridade de retorno das empresas de menor valor de mercado. Do 2º ao 4º quartil de rentabilidade, as empresas menores foram as de maior retorno, e mesmo no 1º quartil as empresas pequenas também superaram as do maior quartil de tamanho, apesar de terem sido superadas pelas dos quartis intermediários.

Entre os portfólios formados em tamanho e investimento, também se nota alguma vantagem para as empresas menores, mas há que se destacar que, nos 2 primeiros quartis de investimento, os maiores retornos foram os dos portfólios do 3º quartil de tamanho.

A análise dos retornos dos portfólios formados em tamanho e valor parece corroborar a tese de que há uma relação direta entre valor e retornos esperados na bolsa brasileira, a exemplo do que se nota em mercados desenvolvidos como o americano. Controlando-se por tamanho, as empresas de maior índice valor patrimonial / valor de mercado apresentaram retorno maior em todos os quartis, com destaque para aqueles formados pelas empresas de menor capitalização (S1). Neste, as empresas mais “caras” exibiram retorno excedente mensal médio de -1.11%, enquanto que as mais “baratas” tiveram retorno positivo de 1.30% no período.

Tabela 3 – Retornos mensais excedentes dos portfólios de teste

Retorno excedente médio mensal para portfólios formados na intersecção dos fatores tamanho, valor, rentabilidade e investimento; julho/2000 a setembro/2017, 207 meses. Ao final de cada trimestre, as ações são alocadas em quatro grupos de tamanho (S1 a S4) usando quartis de valor de mercado. De forma similar, as ações são distribuídas independentemente em 4 grupos de valor (H1 a H4), considerando-se o indicador valor patrimonial / valor de mercado da data de fechamento do trimestre. São também alocadas a 4 grupos de rentabilidade (R1 a R4) em função da razão lucro antes de impostos / patrimônio líquido e a 4 grupos de investimento (I1 a I4) em função do crescimento de seu ativo total no ano anterior ao rebalanceamento.

Painel A: Portfólios Tamanho-Valor

	H1	H2	H3	H4
S1	-1.11%	1.44%	0.25%	1.30%
S2	0.59%	0.42%	0.60%	1.24%
S3	1.02%	0.72%	0.87%	1.79%
S4	0.25%	0.13%	0.87%	1.21%

Painel B: Portfólios Tamanho-Rentabilidade

	R1	R2	R3	R4
S1	-0.33%	1.09%	1.89%	1.54%
S2	0.00%	0.62%	0.97%	1.31%
S3	0.18%	0.99%	1.16%	1.21%
S4	-1.07%	0.05%	0.52%	0.55%

Painel C: Portfólios Tamanho-Investimento

	I1	I2	I3	I4
S1	0.22%	0.67%	1.23%	0.69%
S2	0.50%	0.92%	0.86%	0.47%
S3	1.18%	1.45%	0.74%	0.49%
S4	0.32%	0.49%	0.39%	-0.36%

Painel D: Portfólios Valor-Rentabilidade

	R1	R2	R3	R4
H1	-2.29%	0.63%	0.27%	0.47%
H2	-1.89%	-0.24%	0.54%	0.51%
H3	0.16%	0.28%	1.14%	1.23%
H4	-0.04%	0.74%	1.65%	2.35%

Fonte: Elaboração própria, com dados da Economática

O grupo de portfólios formados a partir da combinação de tamanho e rentabilidade sugere que também exista, no mercado brasileiro, acentuada relação direta entre rentabilidade e retorno esperado para as ações. Em todos os quartis de tamanho nota-se retorno superior de ações localizadas no quartil superior de rentabilidade, quando comparadas às do quartil inferior.

De novo, as empresas de menor capitalização parecem ser as mais sensíveis ao fator rentabilidade, dado que as menos rentáveis tiveram retorno mensal de -0.33% no período analisado, enquanto que as de maior indicador de rentabilidade exibiram retorno positivo de 1.54%. Tal comportamento é consistente com o sugerido por Novy-Marx (2013) e Fama e French (2015).

A análise dos portfólios formados a partir de tamanho e intensidade de investimento não é tão conclusiva quanto a apresentada por Titman et al. (2004), Aharoni et al. (2013) e Fama e French (2015). Os quartis intermediários de investimento tiveram retornos superiores aos extremos em quase todos os cortes de tamanho. Entre as empresas menores, os grupos extremos de investimento tiveram retorno superior às maiores, mas o inverso se observou acima da mediana de tamanho. Uma possível explicação para este comportamento é o de que empresas menores teriam mais oportunidades de investimento rentável, enquanto que as maiores, já estabelecidas, estariam mais sujeitas a realizar investimentos com retorno insatisfatório.

O painel C parece confirmar a tese de que as firmas estão sujeitas ao conflito agente-principal, segundo o qual executivos realizam investimentos que não necessariamente apresentam retorno satisfatório para os acionistas, pois seus interesses estão mais alinhados com o crescimento da empresa em termos absolutos.

No painel D, apresenta-se um sumário dos retornos excedentes de portfólios formados a partir da combinação de valor e rentabilidade, a fim de se testar a hipótese levantada por Novy-Marx (2013) de que estratégias de valor tendem a apresentar retornos superiores quando combinadas com maior rentabilidade das empresas constituintes. De fato, uma simples observação parece corroborar visão.

A Tabela 4 mostra que a hipótese de normalidade dos retornos é rejeitada para 42 dos 48 portfólios de teste. A estatística de Jarque-Bera testa se a assimetria e a curtose de uma amostra são compatíveis com uma distribuição normal, isto é, com assimetria de zero e curtose de 3. Pelos testes expostos, nota-se que os retornos de vários portfólios apresentam assimetria diferente de zero e todos mostram curtose bastante inferior a 3 (platicurtose).

Por meio do teste de White, identifica-se heterocedasticidade nos erros de 16 dos 48 portfólios, evidenciada por p-valores superiores a 0.05. Por esta razão, todas as regressões de séries temporais para a estimação dos coeficientes dos fatores de risco foram realizadas com erros robustos.

O teste de Breusch-Godfrey apontou existência de auto-correlação serial em apenas 5 dos 48 portfólios (S1H1, S3R2, S3R4, S4R1 e S3I4). Idealmente, seriam realizadas para estes portfólios a regressão de Newey-West, que corrige tanto por heterocedasticidade como auto-

correlação serial. Entretanto, isso não foi possível porque a variável de tempo (“Mês”) não era espaçada regularmente, o que se deve ao fato de determinados portfólios terem sido eliminados da amostra por não conterem pelo menos 3 ações constituintes.

As regressões para o modelo de 5 fatores apontaram poder explicativo satisfatório, com coeficiente de determinação (R^2) médio de aproximadamente 0.6 para os portfólios testados.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas dos retornos dos portfólios de teste. Retornos excedentes médios mensais dos 48 portfólios de teste. Estatísticas de White e coeficientes de determinação referentes ao modelo de cinco fatores.

Portfólio	Média mensal	Normalidade				Homocedasticidade		Auto-correlação serial		R ²	No. de obs.
		Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Prob>chi2	White	p-valor	Breusch-Godfrey	Prob>chi2		
S1H1	-1.11%	0.0000	0.0000	38.2000	0.0000	29.2614	0.0827	4.4430	0.0350	0.2727	191
S1H2	1.44%	0.0000	0.0000	45.0400	0.0000	46.6626	0.0007	0.3780	0.5386	0.2343	201
S1H3	0.25%	0.0014	0.0000	23.4500	0.0000	29.0633	0.0865	0.9820	0.3216	0.4003	207
S1H4	1.30%	0.0000	0.0000	59.8600	0.0000	60.7153	0.0000	0.2740	0.6006	0.7115	207
S2H1	0.59%	0.0002	0.0000	31.7200	0.0000	90.4157	0.0000	0.3600	0.5483	0.5499	207
S2H2	0.42%	0.0235	0.0000	23.0400	0.0000	36.6022	0.0131	0.1540	0.6946	0.6172	207
S2H3	0.60%	0.0000	0.0000	45.2400	0.0000	55.6866	0.0000	0.1550	0.6934	0.7208	207
S2H4	1.24%	0.0644	0.0000	17.7900	0.0001	36.7169	0.0127	0.0020	0.9653	0.7790	207
S3H1	1.02%	0.0000	0.0000	56.0200	0.0000	10.6778	0.9542	0.4300	0.5119	0.4672	207
S3H2	0.72%	0.0879	0.0004	13.1300	0.0014	59.9220	0.0000	0.0020	0.9634	0.6701	207
S3H3	0.87%	0.0067	0.0001	19.2500	0.0001	24.6068	0.2169	0.3860	0.5345	0.7144	207
S3H4	1.79%	0.0976	0.0000	20.2500	0.0000	58.0553	0.0000	0.7980	0.3716	0.5025	207
S4H1	0.25%	0.0032	0.0019	15.2800	0.0005	28.7624	0.0925	0.3540	0.5521	0.7407	207
S4H2	0.13%	0.0000	0.0001	26.5400	0.0000	36.6938	0.0127	0.1330	0.7151	0.8131	207
S4H3	0.87%	0.2848	0.1729	3.0300	0.2194	46.1604	0.0008	0.3470	0.5558	0.7185	207
S4H4	1.21%	0.0047	0.0096	12.5400	0.0019	20.6510	0.4179	0.5980	0.4395	0.7010	194
S1R1	-0.33%	0.7400	0.0004	10.9400	0.0042	37.9041	0.0091	0.0040	0.9494	0.7256	207
S1R2	1.09%	0.0081	0.0000	28.9300	0.0000	94.6146	0.0000	0.0610	0.8054	0.5877	207
S1R3	1.89%	0.0034	0.0001	19.9500	0.0000	16.9717	0.6548	1.5260	0.2167	0.2955	203
S1R4	1.54%	0.0000	0.0000	53.3900	0.0000	19.4912	0.4901	0.7270	0.3938	0.4293	204
S2R1	0.00%	0.0000	0.0000	46.6500	0.0000	39.8540	0.0052	0.8560	0.3548	0.7212	207
S2R2	0.62%	0.7730	0.0000	23.1200	0.0000	76.1077	0.0000	0.0230	0.8791	0.7267	207
S2R3	0.97%	0.4571	0.0009	10.2300	0.0060	31.3105	0.0512	0.1270	0.7212	0.7296	207
S2R4	1.31%	0.0208	0.0000	19.7400	0.0001	46.4900	0.0007	1.3470	0.2459	0.6469	207
S3R1	0.18%	0.0000	0.0000	41.9400	0.0000	38.3392	0.0080	0.0670	0.7959	0.4886	207
S3R2	0.99%	0.0000	0.0000	56.0500	0.0000	9.2925	0.9793	4.8040	0.0284	0.4798	207
S3R3	1.16%	0.8694	0.0990	2.7800	0.2494	34.1440	0.0252	2.0490	0.1523	0.6218	207
S3R4	1.21%	0.1562	0.0005	12.2100	0.0022	22.3761	0.3205	4.3420	0.0372	0.6449	207
S4R1	-1.07%	0.2914	0.0100	7.2600	0.0266	59.0243	0.0000	4.3850	0.0363	0.7351	204
S4R2	0.05%	0.5996	0.0850	3.2800	0.1944	22.2610	0.3265	2.6480	0.1037	0.6666	207
S4R3	0.52%	0.4012	0.0440	4.8100	0.0903	45.7073	0.0009	0.1720	0.6784	0.5997	207
S4R4	0.55%	0.0185	0.0001	16.7100	0.0002	73.1170	0.0000	0.4970	0.4807	0.7663	207
S1I1	0.22%	0.4647	0.0000	14.7300	0.0006	37.7075	0.0096	0.1220	0.7271	0.5357	201
S1I2	0.67%	0.5845	0.0052	7.5400	0.0231	46.6012	0.0007	1.2000	0.2732	0.5514	207
S1I3	1.23%	0.0000	0.0000	50.2600	0.0000	52.0718	0.0001	0.9200	0.3375	0.4536	207
S1I4	0.69%	0.9466	0.0000	14.2400	0.0008	111.5293	0.0000	1.4660	0.2260	0.3787	207
S2I1	0.50%	0.6940	0.0038	7.8600	0.0196	58.8594	0.0000	0.0050	0.9459	0.6514	206
S2I2	0.92%	0.5774	0.0000	20.4000	0.0000	65.0372	0.0000	0.5850	0.4444	0.6188	207
S2I3	0.86%	0.0008	0.0000	26.3000	0.0000	51.9387	0.0001	0.2200	0.6391	0.6325	207
S2I4	0.47%	0.0000	0.0000	38.4800	0.0000	17.4176	0.6257	0.4150	0.5196	0.7500	207
S3I1	1.18%	0.0682	0.0126	8.6700	0.0131	40.2775	0.0046	0.6130	0.4338	0.5766	207
S3I2	1.45%	0.0000	0.0000	69.8900	0.0000	8.3344	0.9894	3.3610	0.0667	0.3922	207
S3I3	0.74%	0.5261	0.2590	1.6900	0.4288	47.5749	0.0005	0.3240	0.5689	0.6158	207
S3I4	0.49%	0.0365	0.0000	21.1400	0.0000	47.4119	0.0005	5.6880	0.0171	0.7086	207
S4I1	0.32%	0.1668	0.0093	7.9900	0.0184	8.0547	0.9915	0.0010	0.9784	0.4495	206
S4I2	0.49%	0.2552	0.0336	5.7100	0.0575	25.8272	0.1716	1.5540	0.2125	0.5955	207
S4I3	0.39%	0.0024	0.0002	18.8200	0.0001	39.1046	0.0065	0.8840	0.3472	0.7465	207
S4I4	-0.36%	0.0000	0.0000	41.2200	0.0000	70.0012	0.0000	0.0020	0.9626	0.7607	207

Fonte: Elaboração própria, com dados da Económica e cálculos pelo software Stata

4 TESTES DO MODELO

No estudo original de Fama e French (2015), o poder de explicação do modelo de precificação foi medido pelo tamanho do intercepto da regressão entre o retorno excedente do portfólio e os retornos dos fatores do modelo. Se o modelo capturasse completamente o retorno esperado, o intercepto deveria ser estatisticamente igual a zero. Para tanto, os autores utilizaram a estatística GRS de Gibbons, Ross & Shanken (1989), que testa esta hipótese para combinações de portfólios e fatores. Assim como ocorreu com o modelo precursor de 1992, o teste GRS mostrou que todos os modelos avaliados eram descrições incompletas dos retornos esperados. Entretanto, os autores estavam mais interessados no desempenho relativo dos modelos do que no fato de eles serem aceitos ou rejeitados pelo teste. Neste sentido, sua conclusão foi de que para todos os 6 conjuntos de portfólios testados, o modelo de 5 fatores resultou em estatísticas GRS mais baixas do que as do modelo original de 3 fatores, evidenciando melhora no poder explicativo.

Os maiores ganhos de eficiência do modelo foram observados para os 25 portfólios formados pela intersecção tamanho-rentabilidade, os 32 formados por tamanho-valor-rentabilidade, e os 32 resultantes da combinação tamanho-valor-investimento. A incapacidade de explicar integralmente os retornos dos portfólios se deveu particularmente à performance ruim de portfólios compostos por empresas pequenas que investem muito a despeito de baixa rentabilidade.

Quando se compara com o modelo de 3 fatores, os maiores ganhos foram observados quando o modelo de 5 fatores foi aplicado aos 32 portfólios formados pela intersecção entre tamanho, rentabilidade e investimento. Segundo os autores, isso não foi surpreendente porque estes portfólios foram construídos com base em duas variáveis não tratadas explicitamente pelo modelo original. Este resultado sugere que o modelo de 3 fatores deve ter desempenho pouco satisfatório quando aplicado a portfólios com rentabilidade alta e perfil conservador de investimento.

Uma das conclusões mais interessantes do trabalho é que o fator valor (HML) fica redundante quando se considera rentabilidade e investimento. De fato, há correlação negativa entre firmas rentáveis e de valor, e positiva entre valor e o fator investimento (empresas mais baratas são correlacionadas com aquelas que investem mais conservadoramente).

Neste trabalho, o modelo de cinco fatores de Fama e French foi testado para o mercado brasileiro por meio do método de séries temporais de Black, Jensen e Scholes, pelo

procedimento de dois estágios de Fama e MacBeth e teste de hipótese de interceptos de Gibbons, Ross e Shanken.

4.1 Método de Séries Temporais de Black, Jensen e Scholes

O método de séries temporais de Black, Jensen e Scholes permite a avaliação do modelo de apreçamento por meio da interpretação direta dos coeficientes associados aos fatores. O objetivo aqui é determinar se os betas são estatisticamente significantes, se seus sinais fazem sentido à luz da intuição econômica, e se a adição de fatores contribui positivamente para a explicação de retornos esperados.

Para testar o efeito da inclusão dos fatores rentabilidade e investimento, parte-se da análise do modelo de 3 fatores. As empresas de menor valor de mercado são alocadas aos portfólios “S1”, enquanto as de maior valor de mercado estão nos portfólios “S4”. As empresas do primeiro quartil de valor (menores indicadores VP/VM) encontram-se nos portfólios “H1”, enquanto as de maior valor ficam nos portfólios “H4”.

Na tabela 5, encontramos os parâmetros das regressões realizadas para 16 portfólios formados a partir de combinações de tamanho e valor, suas estatísticas t, p-valores e coeficientes de determinação. Nos painéis da esquerda estão exibidos os interceptos (painel “a”) e os coeficientes referentes aos fatores mercado (β_M), tamanho (β_{SMB}) e valor (β_{HML}). Os betas associados ao fator mercado se mostram estatisticamente relevantes e com valores significativos (entre 0.665 e 1.004), levando-nos à conclusão de que a inclusão de fatores relativos a tamanho e valor não torna este fator redundante.

Controlando-se por valor, nota-se no painel β_{SMB} que existe no Brasil a mesma relação inversa entre tamanho e retorno esperado verificada por Fama e French (1992). Já no painel β_{HML} tem-se que, controlando-se por tamanho, há uma relação direta entre o coeficiente e o indicador de valor selecionado (valor patrimonial / valor de mercado). Também esta constatação está consistente com o apresentado por Fama e French. Entretanto, no trabalho presente os betas referentes a valor se mostraram irrelevantes a 5% em 5 dos 16 portfólios testados. Como se pode verificar, as regressões apresentam R^2 satisfatórios em sua maioria, com média 0.592, e os interceptos são pequenos ou insignificantes a 5%, o que fica evidente pelo painel p(a).

Segue, então, a análise de um modelo de 4 fatores, com a inclusão do fator rentabilidade (RMW) para verificar sua contribuição para o modelo. Os coeficientes e testes de significância estão nas tabelas 6 e 7. Na primeira, exibem-se os resultados das regressões realizadas com 16

portfólios formados em tamanho e valor. Temos aí que todos os interceptos se mostram próximos de zero ou insignificantes a 5%, e que os betas relativos ao fator mercado mantêm sua relevância com relação ao visto no modelo de 3 fatores. Os betas referentes ao fator tamanho (SMB) continuam mostrando relação inversa com o valor de mercado das empresas quando se controla por valor (painéis β_{SMB} das tabelas 6 e 7), mas o quartil formado pelas maiores empresas (S4) inteiro se mostrou estatisticamente irrelevante. A relação direta entre retorno esperado e valor também se manteve com a inclusão deste novo fator, como se pode verificar pelos painéis β_{HML} das mesmas tabelas.

Para avaliar o efeito da inclusão do fator rentabilidade no modelo, há que se voltar a atenção ao painel β_{RMW} da tabela 7 (testes com os portfólios formados em tamanho e rentabilidade), uma vez que os coeficientes relativos a este fator não se mostram muito sensíveis nos testes realizados com os portfólios formados em tamanho e valor (tabela 6). Nota-se uma acentuada relação direta entre retorno esperado (sugerido pelos betas) e a rentabilidade esperada dos portfólios de teste. Não é possível apurar que se tal sensibilidade é maior entre as empresas de menor capitalização ou se entre as maiores. O coeficiente de determinação médio das regressões deste modelo de 4 fatores é de 0.596 nos testes realizados com portfólios tamanho-valor e 0.613 nos realizados com portfólios tamanho-rentabilidade.

A outra versão de modelo de 4 fatores avaliada é aquela em que se adiciona a intensidade de investimento (fator CMA) ao modelo de 3 fatores. A tabela 8 traz os resultados de testes realizados para 16 portfólios formados em tamanho e valor, enquanto a tabela 9 contém os testes para as carteiras tamanho-investimento. De novo, temos interceptos indistinguíveis de zero, e betas relativos ao fator mercado grandes e estatisticamente significantes. Mantiveram-se também as relações entre retornos esperados e as variáveis tamanho (relação inversa) e valor (direta), como observado no modelo 3 fatores e na primeira versão do modelo de 4 fatores.

Os testes realizados com portfólios tamanho-valor (painel β_{CMA} da Tabela 8) são inclusivos, seja pelo comportamento dos coeficientes, seja pelo fato de quase todos terem se mostrado estatisticamente insignificantes a 5%. Nos testes realizados com portfólios tamanho-investimento (painel β_{CMA} da Tabela 9) também há preponderância de coeficientes indistinguíveis de zero, mas é possível se depreender uma certa relação inversa entre retorno esperado e agressividade de investimento. Em todos os quartis de tamanho, os betas decrescem e ficam inclusive negativos à medida em que se avança de um quartil de investimento para outro de maior intensidade.

Para testar o modelo de 5 fatores, as séries mensais de retornos excedentes ($Re = R_i - R_f$) dos 48 portfólios formados conforme descrito na seção 3.2 são regredidas contra os fatores calculados na seção 3.1. A Tabela 10 sumariza os resultados dos testes realizados com 16 portfólios formados em tamanho e valor, enquanto a 11 mostra os testes com portfólios tamanho-rentabilidade e a 12 traz os resultados dos testes efetuados para 16 portfólios construídos a partir da combinação de tamanho e intensidade de investimento.

Controlando-se por valor, nota-se um comportamento do fator tamanho similar ao observado pelos autores do estudo original. De fato, os coeficientes de SMB apresentam relação inversa ao retorno esperado, à medida em que se avança de um quartil de menor para um de maior tamanho, mantendo-se no mesmo quartil de valor. Comportamento similar se observa na análise dos coeficientes de SMB nos outros dois grupos de portfólios (tamanho-rentabilidade e tamanho-investimento), com particular intensidade entre as empresas do quartil de menor valor.

Também em linha com o verificado por Fama e French (2015), observa neste trabalho uma relação direta entre o retorno excedente e o coeficiente do fator valor (HML) para cada grupo de tamanho. Entre os portfólios formados em função de tamanho e valor, esta relação é bastante pronunciada e, em sua maioria, estatisticamente significativa. Entre os portfólios formados em tamanho e rentabilidade também se observa a relação direta entre retorno esperado e valor, mas com menos intensidade. Já entre os portfólios formado em tamanho e investimento, a análise se mostra inconclusiva devido à maior ocorrência de coeficientes estatisticamente indistinguíveis de zero.

O painel β_{RMW} da tabela 11 evidencia relação direta entre o beta relativo ao fator RMW e a rentabilidade dos portfólios de teste. A maior parte dos portfólios de quartis intermediários se mostram estatisticamente insignificantes, mas parece apropriada a afirmação de que os retornos esperados crescem à medida em que se aumentar a rentabilidade média dos portfólios, independente do quartil de tamanho que se esteja avaliando. Cabe destacar que os coeficientes dos portfólios formados por empresa menos rentáveis são negativos, enquanto aqueles referentes às empresas de maior rentabilidade são positivos em 3 dos 4 quartis de tamanho.

O painel β_{CMA} da tabela 12 nos permite avaliar a contribuição do fator investimento (CMA) para o poder explicativo do modelo. Aqui, também, a análise se mostra inconclusiva devido à preponderância de coeficientes estatisticamente insignificantes.

Tabela 5 – Modelo de 3 fatores; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses.

A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de valor (H1 a H4) em função do quartil de VP/VM em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB) e valor (HML).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.018	0.011	-0.002	0.005	S1	-2.087	1.562	-0.428	1.541	S1	0.038	0.120	0.669	0.125
S2	0.002	0.000	0.001	0.006	S2	0.562	0.053	0.365	2.480	S2	0.575	0.958	0.715	0.014
S3	0.008	0.005	0.006	0.014	S3	1.740	1.863	2.099	2.656	S3	0.083	0.064	0.037	0.009
S4	0.003	0.002	0.009	0.001	S4	1.711	0.711	3.112	0.340	S4	0.089	0.478	0.002	0.735

β_M					t(β_M)					p(β_M)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.786	0.815	0.665	0.906	S1	4.856	5.750	8.466	15.420	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.993	0.835	0.933	0.934	S2	8.292	14.530	13.920	18.480	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.869	0.786	0.881	0.960	S3	14.170	18.390	17.170	10.490	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	0.750	1.004	0.908	0.814	S4	18.700	26.380	21.780	12.150	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					t(β_{SMB})					p(β_{SMB})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	1.235	0.703	0.733	1.288	S1	4.799	2.573	5.385	12.940	S1	0.000	0.011	0.000	0.000
S2	0.896	0.806	0.935	0.965	S2	5.360	8.963	8.348	10.740	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.571	0.485	0.465	0.475	S3	4.456	5.567	5.756	3.868	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	-0.053	0.048	-0.099	-0.191	S4	-0.940	0.794	-1.393	-1.498	S4	0.348	0.428	0.165	0.136

β_{HML}					t(β_{HML})					p(β_{HML})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.134	0.083	0.275	0.517	S1	0.589	0.380	2.657	4.298	S1	0.557	0.704	0.009	0.000
S2	-0.351	0.012	0.091	0.367	S2	-3.151	0.207	1.134	5.335	S2	0.002	0.836	0.258	0.000
S3	-0.229	0.020	0.204	0.571	S3	-2.551	0.331	3.401	3.940	S3	0.012	0.741	0.001	0.000
S4	-0.307	-0.199	0.128	1.008	S4	-7.880	-3.912	2.253	10.360	S4	0.000	0.000	0.025	0.000

R^2				
Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.246	0.229	0.396	0.709
S2	0.533	0.611	0.710	0.773
S3	0.459	0.664	0.711	0.500
S4	0.733	0.812	0.717	0.677

Fonte: Elaboração própria, com dados da Econômicática e regressões feitas com o software Stata

Tabela 6 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e RMW); portfólios formados em tamanho e valor; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses.

A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de Valor (H1 a H4) em função do quartil de VP/VM em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML) e rentabilidade (RMW).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.012	0.012	-0.003	0.006	S1	-1.403	1.647	-0.790	1.801	S1	0.162	0.101	0.430	0.073
S2	0.004	0.000	0.004	0.007	S2	0.878	0.078	1.115	2.754	S2	0.381	0.938	0.266	0.006
S3	0.010	0.006	0.007	0.013	S3	1.998	2.190	2.534	2.472	S3	0.047	0.030	0.012	0.014
S4	0.004	0.001	0.008	0.003	S4	1.919	0.389	2.684	0.768	S4	0.056	0.698	0.008	0.443

β_M					$t(\beta_M)$					$p(\beta_M)$				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.735	0.813	0.679	0.901	S1	4.565	5.020	8.554	14.100	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.980	0.834	0.911	0.925	S2	7.850	14.730	12.860	18.180	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.855	0.775	0.871	0.966	S3	15.550	18.770	16.250	9.974	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	0.746	1.010	0.911	0.803	S4	19.250	24.860	21.610	11.080	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					$t(\beta_{SMB})$					$p(\beta_{SMB})$				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	1.240	0.703	0.732	1.289	S1	5.545	2.610	5.288	13.210	S1	0.000	0.010	0.000	0.000
S2	0.898	0.807	0.937	0.966	S2	5.247	8.994	9.328	11.200	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.572	0.486	0.466	0.475	S3	4.634	5.995	6.043	3.815	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	-0.052	0.047	-0.099	-0.193	S4	-0.957	0.751	-1.383	-1.428	S4	0.340	0.453	0.168	0.155

β_{HML}					$t(\beta_{HML})$					$p(\beta_{HML})$				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.109	0.074	0.332	0.495	S1	-0.545	0.425	2.680	2.933	S1	0.587	0.671	0.008	0.004
S2	-0.403	0.008	-0.003	0.328	S2	-3.715	0.102	-0.039	4.167	S2	0.000	0.919	0.969	0.000
S3	-0.289	-0.030	0.164	0.595	S3	-2.573	-0.536	2.467	3.637	S3	0.011	0.593	0.015	0.000
S4	-0.324	-0.173	0.141	0.946	S4	-7.065	-2.972	1.850	9.038	S4	0.000	0.003	0.066	0.000

β_{RMW}					$t(\beta_{RMW})$					$p(\beta_{RMW})$				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.496	-0.018	0.115	-0.043	S1	-2.254	-0.070	0.991	-0.329	S1	0.025	0.944	0.323	0.743
S2	-0.104	-0.009	-0.188	-0.078	S2	-0.654	-0.086	-2.133	-0.937	S2	0.514	0.931	0.034	0.350
S3	-0.118	-0.099	-0.080	0.048	S3	-1.084	-1.294	-1.021	0.375	S3	0.280	0.197	0.309	0.708
S4	-0.032	0.052	0.026	-0.127	S4	-0.531	0.822	0.309	-0.967	S4	0.596	0.412	0.758	0.335

R^2				
Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.271	0.229	0.400	0.710
S2	0.536	0.611	0.721	0.774
S3	0.463	0.668	0.713	0.500
S4	0.733	0.813	0.717	0.680

Fonte: Elaboração própria, com dados da Econômatica e regressões feitas com o software Stata

Tabela 7 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e RMW); portfólios formados em tamanho e rentabilidade; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses.

A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de rentabilidade (R1 a R4) em função do quartil de LAIR/patrimônio em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML) e rentabilidade (RMW).

Intercepto					t(a)					p(a)				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	-0.005	0.007	0.013	0.007	S1	-1.620	1.866	2.097	1.221	S1	0.107	0.064	0.037	0.223
S2	0.001	0.004	0.003	0.007	S2	0.195	1.263	0.987	2.010	S2	0.846	0.208	0.325	0.046
S3	0.002	0.010	0.008	0.010	S3	0.316	2.174	2.830	3.310	S3	0.752	0.031	0.005	0.001
S4	-0.005	-0.001	0.007	0.004	S4	-1.099	-0.259	2.357	1.664	S4	0.273	0.796	0.019	0.098

β_M					t(β_M)					p(β_M)				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	0.811	0.738	0.706	0.875	S1	14.870	11.780	6.474	8.257	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	1.027	0.877	0.889	0.907	S2	11.550	19.600	17.030	13.110	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	1.062	0.853	0.763	0.809	S3	7.921	14.950	13.200	18.450	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	1.060	0.815	0.719	0.876	S4	10.400	22.550	12.310	21.390	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					t(β_{SMB})					p(β_{SMB})				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	1.296	0.959	0.734	1.073	S1	15.690	6.826	4.141	8.077	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.856	0.939	1.025	0.877	S2	7.611	10.850	11.990	8.424	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.722	0.317	0.494	0.550	S3	4.739	2.498	6.081	6.759	S3	0.000	0.013	0.000	0.000
S4	-0.191	0.070	-0.077	-0.038	S4	-1.496	1.110	-1.186	-0.527	S4	0.136	0.268	0.237	0.599

β_{HML}					t(β_{HML})					p(β_{HML})				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	0.220	0.103	0.316	0.446	S1	2.551	1.043	2.517	2.721	S1	0.012	0.298	0.013	0.007
S2	-0.129	0.057	0.194	0.028	S2	-1.718	0.787	2.200	0.306	S2	0.087	0.432	0.029	0.760
S3	-0.006	-0.013	0.096	-0.016	S3	-0.040	-0.113	1.418	-0.249	S3	0.968	0.910	0.158	0.803
S4	0.411	0.079	-0.122	-0.184	S4	3.211	1.211	-1.973	-2.831	S4	0.002	0.227	0.050	0.005

β_{RMW}					t(β_{RMW})					p(β_{RMW})				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	-0.416	-0.132	0.081	0.286	S1	-4.333	-1.069	0.571	2.172	S1	0.000	0.286	0.569	0.031
S2	-0.392	-0.207	0.089	0.144	S2	-4.041	-2.628	0.960	1.498	S2	0.000	0.009	0.338	0.136
S3	-0.297	-0.162	0.042	-0.028	S3	-2.073	-1.509	0.563	-0.344	S3	0.039	0.133	0.574	0.732
S4	-0.616	0.043	-0.064	0.183	S4	-5.012	0.623	-0.875	2.351	S4	0.000	0.534	0.383	0.020

R ²				
Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	0.725	0.577	0.293	0.429
S2	0.717	0.726	0.725	0.629
S3	0.488	0.478	0.622	0.644
S4	0.732	0.666	0.599	0.759

Fonte: Elaboração própria, com dados da Económica e regressões feitas com o software Stata

Tabela 8 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e CMA); portfólios formados em tamanho e valor; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses.

A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de valor (H1 a H4) em função do quartil de VP/VM em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML) e investimento (CMA).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.019	0.012	-0.002	0.005	S1	-2.072	1.616	-0.450	1.572	S1	0.040	0.108	0.653	0.117
S2	0.002	0.000	0.001	0.007	S2	0.474	0.120	0.382	2.586	S2	0.636	0.905	0.703	0.010
S3	0.008	0.005	0.006	0.014	S3	1.794	1.915	2.138	2.601	S3	0.074	0.057	0.034	0.010
S4	0.004	0.002	0.009	0.000	S4	1.836	0.705	3.078	0.065	S4	0.068	0.482	0.002	0.948

β_M					t(β_M)					p(β_M)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.802	0.787	0.673	0.893	S1	4.944	5.490	8.097	16.290	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	1.028	0.817	0.929	0.916	S2	8.837	15.000	13.460	17.000	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.851	0.777	0.872	0.978	S3	15.180	19.030	17.290	10.410	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	0.734	1.004	0.917	0.864	S4	18.630	24.480	20.870	13.450	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					t(β_{SMB})					p(β_{SMB})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	1.228	0.713	0.731	1.292	S1	4.770	2.807	5.289	13.080	S1	0.000	0.006	0.000	0.000
S2	0.886	0.812	0.936	0.971	S2	5.719	9.690	8.504	12.170	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.576	0.488	0.467	0.470	S3	4.741	5.883	6.053	3.668	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	-0.048	0.048	-0.102	-0.203	S4	-0.923	0.796	-1.358	-1.913	S4	0.357	0.427	0.176	0.057

β_{HML}					t(β_{HML})					p(β_{HML})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.134	0.085	0.274	0.518	S1	0.580	0.403	2.631	4.349	S1	0.562	0.687	0.009	0.000
S2	-0.355	0.014	0.092	0.370	S2	-3.383	0.259	1.138	5.676	S2	0.001	0.796	0.256	0.000
S3	-0.227	0.021	0.205	0.569	S3	-2.623	0.362	3.468	3.878	S3	0.009	0.718	0.001	0.000
S4	-0.306	-0.199	0.127	1.017	S4	-8.157	-3.870	2.158	11.900	S4	0.000	0.000	0.032	0.000

β_{CMA}					t(β_{RMW})					p(β_{RMW})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.092	-0.174	0.044	-0.078	S1	0.456	-0.820	0.427	-0.933	S1	0.649	0.413	0.670	0.352
S2	0.210	-0.108	-0.021	-0.112	S2	1.586	-1.575	-0.261	-1.540	S2	0.114	0.117	0.794	0.125
S3	-0.105	-0.057	-0.048	0.104	S3	-1.112	-0.813	-0.818	0.931	S3	0.268	0.417	0.415	0.353
S4	-0.095	0.003	0.054	0.264	S4	-1.945	0.057	0.951	3.385	S4	0.053	0.955	0.343	0.001

R^2				
Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.247	0.234	0.397	0.711
S2	0.547	0.617	0.710	0.777
S3	0.464	0.666	0.712	0.502
S4	0.740	0.812	0.718	0.697

Fonte: Elaboração própria, com dados da Econômatica e regressões feitas com o software Stata

Tabela 9 – Modelo de 4 fatores (Rm-Rf, SMB, HML e CMA); portfólios formados em tamanho e investimento; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses.

A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de valor (H1 a H4) em função do quartil de VP/VM em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML) e investimento (CMA).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	-0.004	0.001	0.006	0.002	S1	-1.042	0.255	1.366	0.392	S1	0.299	0.799	0.173	0.695
S2	0.001	0.004	0.004	0.000	S2	0.227	1.342	1.296	-0.059	S2	0.820	0.181	0.197	0.953
S3	0.008	0.012	0.005	0.002	S3	2.207	2.738	1.923	0.752	S3	0.028	0.007	0.056	0.453
S4	0.002	0.004	0.004	-0.003	S4	0.648	1.331	1.604	-1.218	S4	0.517	0.185	0.110	0.225

β_M					t(β_M)					p(β_M)				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.751	0.772	0.704	0.896	S1	8.129	11.470	7.077	9.600	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.968	0.893	0.898	0.915	S2	16.760	11.310	11.330	17.940	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.888	0.721	0.713	0.988	S3	11.180	14.540	11.300	17.940	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	0.670	0.827	0.972	0.983	S4	12.070	16.260	17.240	18.100	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					t(β_{SMB})					p(β_{SMB})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.940	1.085	0.986	0.992	S1	7.357	10.820	4.493	5.733	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.923	0.798	0.848	0.967	S2	9.412	8.248	6.989	12.010	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.552	0.359	0.415	0.637	S3	4.756	3.032	4.391	7.227	S3	0.000	0.003	0.000	0.000
S4	-0.004	-0.116	-0.085	0.138	S4	-0.040	-1.561	-1.065	1.905	S4	0.968	0.120	0.288	0.058

β_{HML}					t(β_{HML})					p(β_{HML})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.276	0.152	0.375	0.001	S1	2.737	1.768	2.437	0.008	S1	0.007	0.079	0.016	0.993
S2	0.064	0.154	0.059	0.209	S2	0.829	2.121	0.643	3.426	S2	0.408	0.035	0.521	0.001
S3	0.213	0.067	0.073	-0.052	S3	2.528	0.791	1.090	-0.747	S3	0.012	0.430	0.277	0.456
S4	0.179	0.155	-0.003	-0.139	S4	2.248	2.082	-0.040	-2.670	S4	0.026	0.039	0.969	0.008

β_{CMA}					t(β_{CMA})					p(β_{CMA})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.231	-0.061	-0.065	-0.154	S1	2.403	-0.744	-0.397	-0.867	S1	0.017	0.458	0.692	0.387
S2	0.268	0.120	-0.094	-0.246	S2	2.783	1.147	-1.044	-3.807	S2	0.006	0.253	0.298	0.000
S3	0.011	0.102	-0.033	-0.157	S3	0.127	1.425	-0.515	-1.836	S3	0.899	0.156	0.607	0.068
S4	0.332	0.162	-0.020	-0.331	S4	4.681	2.495	-0.404	-4.479	S4	0.000	0.013	0.686	0.000

R ²				
Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.534	0.544	0.409	0.369
S2	0.651	0.619	0.607	0.747
S3	0.569	0.391	0.607	0.708
S4	0.446	0.585	0.745	0.760

Fonte: Elaboração própria, com dados da Economatica e regressões feitas com o software Stata

Tabela 10 – Modelo de 5 fatores; portfólios formados em tamanho e valor; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses. A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de valor (H1 a H4) em função do quartil de VP/VM em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, a saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML), rentabilidade (RMW) e investimento (CMA).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.012	0.012	-0.004	0.006	S1	-1.409	1.672	-0.809	1.814	S1	0.160	0.096	0.420	0.071
S2	0.004	0.000	0.004	0.008	S2	0.810	0.125	1.125	2.854	S2	0.419	0.900	0.262	0.005
S3	0.010	0.006	0.007	0.013	S3	2.026	2.211	2.563	2.425	S3	0.044	0.028	0.011	0.016
S4	0.004	0.001	0.008	0.002	S4	1.996	0.386	2.663	0.528	S4	0.047	0.700	0.008	0.598

β_M					t(β_M)					p(β_M)				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.753	0.786	0.686	0.888	S1	4.781	4.872	8.048	14.790	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	1.015	0.816	0.908	0.907	S2	8.363	15.280	12.630	16.710	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.838	0.766	0.863	0.983	S3	16.170	19.050	16.460	9.907	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	0.731	1.010	0.920	0.852	S4	18.610	23.000	20.720	12.420	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					t(β_{SMB})					p(β_{SMB})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	1.232	0.713	0.730	1.292	S1	5.519	2.833	5.202	13.280	S1	0.000	0.005	0.000	0.000
S2	0.887	0.812	0.938	0.971	S2	5.632	9.696	9.428	12.590	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.577	0.489	0.468	0.470	S3	4.898	6.299	6.310	3.616	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	-0.048	0.047	-0.102	-0.205	S4	-0.932	0.757	-1.349	-1.848	S4	0.353	0.450	0.179	0.066

β_{HML}					t(β_{HML})					p(β_{HML})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.112	0.082	0.331	0.498	S1	-0.564	0.465	2.665	2.939	S1	0.573	0.643	0.008	0.004
S2	-0.411	0.012	-0.002	0.332	S2	-3.914	0.158	-0.031	4.316	S2	0.000	0.875	0.975	0.000
S3	-0.285	-0.028	0.166	0.591	S3	-2.568	-0.499	2.461	3.619	S3	0.011	0.618	0.015	0.000
S4	-0.320	-0.173	0.140	0.947	S4	-7.010	-2.935	1.788	9.821	S4	0.000	0.004	0.075	0.000

β_{RMW}					t(β_{RMW})					p(β_{RMW})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	-0.501	-0.007	0.114	-0.041	S1	-2.212	-0.030	0.974	-0.311	S1	0.028	0.976	0.331	0.756
S2	-0.111	-0.005	-0.188	-0.074	S2	-0.754	-0.052	-2.132	-0.959	S2	0.452	0.959	0.034	0.339
S3	-0.115	-0.097	-0.079	0.045	S3	-1.111	-1.329	-1.010	0.344	S3	0.268	0.185	0.314	0.731
S4	-0.029	0.052	0.024	-0.143	S4	-0.514	0.819	0.282	-1.313	S4	0.608	0.414	0.778	0.191

β_{CMA}					t(β_{CMA})					p(β_{CMA})				
Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4	Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.108	-0.174	0.041	-0.077	S1	0.578	-0.822	0.398	-0.933	S1	0.564	0.412	0.691	0.352
S2	0.213	-0.108	-0.017	-0.110	S2	1.615	-1.574	-0.233	-1.547	S2	0.108	0.117	0.816	0.123
S3	-0.102	-0.054	-0.046	0.103	S3	-1.139	-0.844	-0.823	0.918	S3	0.256	0.400	0.411	0.360
S4	-0.095	0.001	0.053	0.269	S4	-1.989	0.031	0.933	3.292	S4	0.048	0.976	0.352	0.001

R^2				
Portfólios	H1	H2	H3	H4
S1	0.273	0.234	0.400	0.712
S2	0.550	0.617	0.721	0.779
S3	0.467	0.670	0.714	0.502
S4	0.741	0.813	0.718	0.701

Fonte: Elaboração própria, com dados da Econômicática e regressões feitas com software Stata

Tabela 11 – Modelo de 5 fatores; portfólios formados em tamanho e rentabilidade; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses. A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de rentabilidade (R1 a R4) em função do quartil de lucro antes de imposto de renda / patrimônio líquido em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, a saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML), rentabilidade (RMW) e investimento (CMA).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	-0.005	0.008	0.014	0.007	S1	-1.632	1.917	2.138	1.197	S1	0.104	0.057	0.034	0.233
S2	0.001	0.004	0.003	0.007	S2	0.244	1.275	1.031	1.930	S2	0.807	0.204	0.304	0.055
S3	0.002	0.010	0.008	0.010	S3	0.331	2.184	2.818	3.314	S3	0.741	0.030	0.005	0.001
S4	-0.005	-0.001	0.007	0.004	S4	-1.150	-0.284	2.365	1.756	S4	0.252	0.776	0.019	0.081

β_M					$t(\beta_M)$					$p(\beta_M)$				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	0.818	0.713	0.691	0.877	S1	14.640	11.900	6.288	8.445	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	1.009	0.872	0.873	0.940	S2	11.900	19.510	16.800	14.420	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	1.054	0.843	0.761	0.804	S3	7.674	15.880	13.370	17.910	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	1.081	0.821	0.716	0.859	S4	10.770	21.110	12.290	22.590	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					$t(\beta_{SMB})$					$p(\beta_{SMB})$				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	1.294	0.967	0.738	1.072	S1	15.250	7.341	4.234	7.868	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.861	0.940	1.030	0.867	S2	8.188	10.930	12.510	9.241	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.724	0.320	0.495	0.551	S3	4.880	2.618	6.004	6.897	S3	0.000	0.010	0.000	0.000
S4	-0.198	0.068	-0.076	-0.033	S4	-1.692	1.049	-1.160	-0.515	S4	0.092	0.295	0.248	0.607

β_{HML}					$t(\beta_{HML})$					$p(\beta_{HML})$				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	0.218	0.109	0.320	0.445	S1	2.492	1.076	2.554	2.677	S1	0.014	0.283	0.011	0.008
S2	-0.125	0.058	0.198	0.020	S2	-1.641	0.802	2.288	0.239	S2	0.102	0.423	0.023	0.811
S3	-0.004	-0.011	0.097	-0.015	S3	-0.028	-0.094	1.424	-0.234	S3	0.978	0.925	0.156	0.816
S4	0.407	0.077	-0.122	-0.180	S4	3.197	1.174	-1.952	-2.649	S4	0.002	0.242	0.052	0.009

β_{RMW}					$t(\beta_{RMW})$					$p(\beta_{RMW})$				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	-0.417	-0.126	0.087	0.285	S1	-4.248	-1.107	0.621	2.141	S1	0.000	0.270	0.535	0.034
S2	-0.389	-0.206	0.093	0.137	S2	-4.148	-2.676	1.053	1.591	S2	0.000	0.008	0.293	0.113
S3	-0.295	-0.160	0.042	-0.027	S3	-2.056	-1.532	0.574	-0.338	S3	0.041	0.127	0.567	0.735
S4	-0.620	0.042	-0.063	0.186	S4	-5.364	0.597	-0.871	2.490	S4	0.000	0.551	0.385	0.014

β_{CMA}					$t(\beta_{CMA})$					$p(\beta_{CMA})$				
Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4	Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	-0.417	-0.126	0.087	0.285	S1	-4.248	-1.107	0.621	2.141	S1	0.000	0.270	0.535	0.034
S2	-0.389	-0.206	0.093	0.137	S2	-4.148	-2.676	1.053	1.591	S2	0.000	0.008	0.293	0.113
S3	-0.295	-0.160	0.042	-0.027	S3	-2.056	-1.532	0.574	-0.338	S3	0.041	0.127	0.567	0.735
S4	-0.620	0.042	-0.063	0.186	S4	-5.364	0.597	-0.871	2.490	S4	0.000	0.551	0.385	0.014

R^2				
Portfólios	R1	R2	R3	R4
S1	0.726	0.588	0.296	0.429
S2	0.721	0.727	0.730	0.647
S3	0.489	0.480	0.622	0.645
S4	0.735	0.667	0.600	0.766

Fonte: Elaboração própria, com dados da Econômica e regressões feitas com software Stata

Tabela 12 – Modelo de 5 fatores; portfólios formados em tamanho e investimento; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses. A cada início de trimestre, as ações do universo de análise são alocadas em 4 grupos de tamanho (S1 a S4) de acordo com o quartil de valor de mercado em que se encontram. Independentemente, são também alocadas a 4 grupos de investimento (H1 a H4) em função do quartil de crescimento de ativo total em que se situam entre as ações listadas na B3. As variáveis independentes são os fatores do modelo, a saber: retorno excedente do mercado ($R_m - R_f$), tamanho (SMB), valor (HML), rentabilidade (RMW) e investimento (CMA).

Intercepto (a)					t(a)					p(a)				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	-0.003	-0.001	0.013	0.006	S1	-0.759	-0.337	2.309	0.995	S1	0.449	0.737	0.022	0.321
S2	0.001	0.005	0.008	0.001	S2	0.316	1.358	2.276	0.411	S2	0.752	0.176	0.024	0.681
S3	0.010	0.011	0.007	0.003	S3	2.661	2.401	2.444	0.997	S3	0.008	0.017	0.015	0.320
S4	0.004	0.007	0.003	-0.004	S4	1.009	2.020	1.212	-1.450	S4	0.314	0.045	0.227	0.149

β_M					t(β_M)					p(β_M)				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.741	0.792	0.650	0.867	S1	7.721	11.020	6.826	9.088	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.964	0.891	0.863	0.903	S2	15.790	10.990	11.720	17.240	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.869	0.729	0.697	0.981	S3	11.120	14.790	11.320	17.910	S3	0.000	0.000	0.000	0.000
S4	0.660	0.807	0.979	0.987	S4	11.620	16.430	17.530	19.010	S4	0.000	0.000	0.000	0.000

β_{SMB}					t(β_{SMB})					p(β_{SMB})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.942	1.083	0.991	0.995	S1	7.549	9.827	5.423	6.031	S1	0.000	0.000	0.000	0.000
S2	0.920	0.798	0.851	0.968	S2	9.129	8.272	8.254	12.350	S2	0.000	0.000	0.000	0.000
S3	0.553	0.358	0.417	0.638	S3	5.156	3.002	4.779	7.435	S3	0.000	0.003	0.000	0.000
S4	-0.003	-0.114	-0.086	0.138	S4	-0.033	-1.625	-1.097	1.860	S4	0.974	0.106	0.274	0.064

β_{HML}					t(β_{HML})					p(β_{HML})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.236	0.238	0.136	-0.126	S1	2.317	2.452	1.060	-0.510	S1	0.022	0.015	0.291	0.611
S2	0.052	0.147	-0.094	0.157	S2	0.557	1.758	-1.021	2.137	S2	0.578	0.080	0.309	0.034
S3	0.132	0.099	0.005	-0.080	S3	1.467	0.913	0.080	-1.166	S3	0.144	0.363	0.937	0.245
S4	0.135	0.067	0.028	-0.122	S4	1.498	0.766	0.369	-1.874	S4	0.136	0.445	0.713	0.062

β_{RMW}					t(β_{RMW})					p(β_{RMW})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	-0.081	0.172	-0.476	-0.253	S1	-0.770	1.458	-2.764	-1.130	S1	0.442	0.146	0.006	0.260
S2	-0.028	-0.015	-0.305	-0.105	S2	-0.253	-0.145	-3.120	-1.365	S2	0.800	0.885	0.002	0.174
S3	-0.162	0.064	-0.134	-0.057	S3	-1.575	0.649	-1.912	-0.730	S3	0.117	0.517	0.057	0.466
S4	-0.088	-0.175	0.061	0.034	S4	-0.930	-2.250	0.901	0.409	S4	0.354	0.026	0.369	0.683

β_{CMA}					t(β_{CMA})					p(β_{CMA})				
Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4	Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	-0.081	0.172	-0.476	-0.253	S1	-0.770	1.458	-2.764	-1.130	S1	0.442	0.146	0.006	0.260
S2	-0.028	-0.015	-0.305	-0.105	S2	-0.253	-0.145	-3.120	-1.365	S2	0.800	0.885	0.002	0.174
S3	-0.162	0.064	-0.134	-0.057	S3	-1.575	0.649	-1.912	-0.730	S3	0.117	0.517	0.057	0.466
S4	-0.088	-0.175	0.061	0.034	S4	-0.930	-2.250	0.901	0.409	S4	0.354	0.026	0.369	0.683

R^2				
Portfólios	I1	I2	I3	I4
S1	0.536	0.551	0.454	0.379
S2	0.651	0.619	0.633	0.750
S3	0.577	0.392	0.616	0.709
S4	0.449	0.595	0.747	0.761

Fonte: Elaboração própria, com dados da Econômica e regressões feitas com software Stata

4.2 Estatística de Gibbons, Ross e Shanken (GRS)

Assim como notado por Fama e French (2015), os testes GRS mostram que os interceptos das regressões realizadas são conjuntamente diferentes de zero. Conclui-se, então, que o modelo ora testado é uma descrição incompleta dos retornos esperados para ações de empresas brasileiras. Entretanto, isso não invalida o modelo, cabendo uma análise de seu desempenho vis-à-vis suas versões mais compactas para determinar se a inclusão de fatores contribui positivamente com o poder explicativo.

A Tabela 13 traz 4 versões do teste GRS. O Painel A sumariza os resultados obtidos quando se testam de uma só vez os 48 portfólios construídos a partir da combinação de tamanho e os demais fatores (valor, rentabilidade e investimento). Para o modelo de um fator (CAPM), a estatística GRS é de 2.931. Adicionando-se o fator tamanho (SMB), obtém-se um ganho de poder explicativo, explicitado pela redução da estatística para 2.786. Se, ao invés de se incluir o fator tamanho, optar-se por incluir o fator valor (HML), a estatística apresentará redução mais modesta, para 2.814. O modelo de três fatores (Rf-Rm, SML e HML) exibe desempenho consideravelmente superior ao CAPM, com GRS de 2.601.

Cabe então analisar a evolução do desempenho do modelo com a inclusão dos dois novos fatores propostos por Fama e French (2015). Ambas parecem contribuir positivamente com o poder explicativo do modelo, mas o destaque é, sem dúvidas, o fator rentabilidade (RMW). A inclusão deste fator acarreta uma redução dos interceptos combinados de 2.601 (modelo de 3 fatores) para 1.849, enquanto que o fator CMA causa melhora bem menos pronunciada (para 2.55). O modelo de cinco fatores tem GRS de 1.815 nesta bateria de testes, consideravelmente melhor do que o CAPM e do que o modelo de 3 fatores.

No painel B, encontram-se os testes realizados com 16 portfólios formados pelas combinações de tamanho e valor. Partindo-se do CAPM (que considera apenas o fator mercado), nota-se que a estatística GRS decresce de 2.333 para 1.992 quando todos os cinco fatores são incluídos, evidenciando redução material dos interceptos agregados das regressões. O fator valor (HML) parece contribuir marginalmente com o modelo, enquanto que o relativo a tamanho (SMB) tem efeito neutro. Neste grupo de teste, os fatores RMW e CMA parecem ter efeito similar, acarretando melhora modesta no desempenho do modelo. Postos conjuntamente, os novos fatores resultam em uma redução da estatística GRS de 2.096 pra 1.992.

Uma análise do desempenho do modelo a partir dos portfólios construídos a partir de tamanho e rentabilidade (painel C) sugere que também aí o fator RMW é o que mais contribui para a melhora do poder de explicação. A adição de tamanho melhora a estatística de 3.924

para 3.740, mas o HML piora substancialmente o desempenho do modelo, elevando a estatística para 4.681. O efeito negativo da inclusão do HML é tão pronunciado que faz com que o modelo de três fatores tenha performance pior do que o CAPM para este grupo de portfólios. A inclusão do fator rentabilidade, no entanto, acarreta compressão substancial da estatística, para 3.184, ficando com o crédito pelo melhor desempenho do modelo de cinco fatores.

Por fim, entre os portfólios formados a partir de tamanho e investimento, o destaque na redução dos interceptos agregados fica por conta do fator CMA, que causa redução da estatística GRS de 1.716 para 1.695 quando adicionado ao modelo de três fatores. Entretanto, neste grupo de portfólios o fator RMW não exhibe o mesmo efeito positivo observado nos demais, acarretando aumento da estatística GRS.

Tabela 13 – Testes GRS para modelos de um a cinco fatores; julho/2000 a setembro/2017; 207 meses. A tabela traz os testes efetuados para o modelo de um fator (CAPM), para modelos em que se adicionou apenas o fator SMB ou o fator HML, para o modelo original de três fatores de Fama e French, para duas versões de modelo de quatro fatores (uma adicionando o fator RMW e outra com o fator CMA), e para o modelo completo de cinco fatores. Os testes foram realizados para os 48 portfólios formados pela intersecção dos quartis de tamanho com valor, rentabilidade e investimento.

	GRS	p-valor
Painel A: 48 portfólios		
Rm - Rf	2.931	0.000
Rm - Rf, SMB	2.786	0.000
Rm - Rf, HML	2.814	0.000
Rm - Rf, SMB, HML	2.601	0.000
Rm - Rf, SMB, HML, RMW	1.849	0.003
Rm - Rf, SMB, HML, CMA	2.550	0.000
Rm - Rf, SMB, HML, RMW, CMA	1.815	0.003
Painel B: 16 portfólios Tamanho-Valor		
Rm - Rf	2.333	0.004
Rm - Rf, SMB	2.330	0.004
Rm - Rf, HML	2.300	0.004
Rm - Rf, SMB, HML	2.096	0.010
Rm - Rf, SMB, HML, RMW	2.021	0.014
Rm - Rf, SMB, HML, CMA	2.067	0.011
Rm - Rf, SMB, HML, RMW, CMA	1.992	0.016
Painel C: 16 portfólios Tamanho-Rentabilidade		
Rm - Rf	3.924	0.000
Rm - Rf, SMB	3.740	0.000
Rm - Rf, HML	4.681	0.000
Rm - Rf, SMB, HML	4.585	0.000
Rm - Rf, SMB, HML, RMW	3.184	0.000
Rm - Rf, SMB, HML, CMA	4.590	0.000
Rm - Rf, SMB, HML, RMW, CMA	3.221	0.000
Painel D: 16 portfólios Tamanho-Investimento		
Rm - Rf	1.869	0.025
Rm - Rf, SMB	1.790	0.035
Rm - Rf, HML	1.791	0.035
Rm - Rf, SMB, HML	1.716	0.046
Rm - Rf, SMB, HML, RMW	2.042	0.013
Rm - Rf, SMB, HML, CMA	1.695	0.050
Rm - Rf, SMB, HML, RMW, CMA	2.067	0.011

Fonte: Elaboração própria, utilizando software Stata

4.3 Procedimento de Fama-Macbeth

Fama e French utilizaram a abordagem de regressões em dois estágios de Fama-Macbeth (1973) na proposição de seu modelo de três fatores em 1992. Após isso, passaram a testar seus modelos através da metodologia de séries temporais de Black, Jensen e Scholes (1972) e análise de interceptos de Gibbons, Ross e Shanken (1989). O presente trabalho resgata a metodologia do trabalho original para fins de estimação dos prêmios de risco dos fatores investigados.

No estudo em 1992, Fama e French encontraram que o fator tamanho tinha um prêmio de risco negativo e estatisticamente relevante, enquanto que valor (valor patrimonial / valor de mercado) tinha um prêmio positivo e o beta de mercado apresentava um prêmio estatisticamente igual a zero.

Através das regressões de séries temporais apresentadas na seção 4.1., obtêm-se os coeficientes (betas) associados aos fatores de risco objetos deste estudo. Fama e MacBeth (1973) utilizam vários períodos de estimação, formação e teste para o cálculo dos betas e mensuração do poder explicativo do modelo em questão (CAPM). Neste trabalho, entretanto, opta-se por uma abordagem simplificada do teste, em que os betas calculados para todos o período são utilizados nas regressões seccionais do segundo estágio, sem prejuízo para a análise, segundo Cochrane (2005:245).

Como já detalhado na seção 2.4.2, no segundo estágio do procedimento estima-se uma regressão seccional para cada mês do período analisado, tendo como variável dependente o retorno mensal excedente de cada um dos 48 portfólios de teste e como explicativas os betas já calculados. Os prêmios de risco e os erros-padrão de cada fator são obtidos pela média dos prêmios e dos erros encontrados em cada uma das 48 regressões seccionais estimadas, como descrito pela equação (18).

$$R_t^{ei} = \lambda_o + \beta_{Mi} \lambda_{Mt} + \beta_{SMBi} \lambda_{SMBt} + \beta_{HMLi} \lambda_{HMLt} + \beta_{RMWi} \lambda_{RMWt} + \beta_{CMAi} \lambda_{CMAt} + \alpha_{it}, \quad (18)$$

Onde R_t^{ei} é o retorno excedente do portfólio i ($i = 1, 2, \dots, 48$) no mês t (207 meses), os β 's são os coeficientes obtidos nas regressões de séries temporais do primeiro estágio, e os λ 's são os prêmios de risco referentes a cada um dos fatores. O subscritos M, SMB, HML, RMW e CMA referem-se aos fatores de risco e α_{it} é o termo de erro.

Tabela 14 – Regressões de Fama-MacBeth. Estimativas de prêmios de risco e estatísticas t (entre parênteses), calculados para 48 portfólios de teste formados pela combinação tamanho-valor, tamanho-rentabilidade e tamanho-crescimento. As variáveis dependentes são os retornos mensais excedentes dos portfólios, e as independentes são os coeficientes (betas) calculados para cada portfólio e para cada fator a partir de regressões de séries temporais. Cada linha contém os resultados de um modelo testado, partindo-se do modelo de 3 fatores, passando para uma versão de 4 fatores em que se agrega apenas a rentabilidade (RMW), em seguida substituindo este fator por investimento (CMA) e, por fim, a versão de 5 fatores.

Modelo	λ_0	λ_M	λ_{SMB}	λ_{HML}	λ_{RMW}	λ_{CMA}
3 fatores	-1.625 (-1.489)	2.661 (1.962)	-0.108 (-0.313)	0.689 (1.577)		
4 fatores c/ RMW	0.249 (0.303)	0.437 (0.402)	0.392 (1.270)	0.428 (0.935)	2.678 (4.947)	
4 fatores c/ CMA	-0.389 (-0.533)	1.017 (1.238)	0.145 (0.451)	0.901 (2.157)		-2.843 (-4.842)
5 fatores	1.354 (2.230)	-0.923 (-1.094)	0.352 (1.162)	0.466 (1.017)	1.765 (3.685)	-0.438 (-0.745)

Fonte: Elaboração própria, com dados da Económica e regressões feitas com software Excel.

A tabela 14 explicita os resultados das regressões de Fama-Macbeth realizadas para várias versões do modelo de fatores. Nota-se que o fator mercado (M) exibe prêmio de risco positivo na versão de três fatores, mas estatisticamente indistinguível de zero nas demais versões testadas. Na versão de 5 fatores, o prêmio de risco referente ao fator mercado apresenta sinal negativo, o que vai contra a intuição econômica.

O fator tamanho mostra prêmio estatisticamente insignificante em todos os modelos. A adição dos demais fatores parece tornar o fator tamanho redundante, como se nota pelas duas versões de 4 fatores e também na versão completa, de 5 fatores.

O fator valor (HML) apresenta prêmio de risco positivo no modelo de 3 fatores e no de quatro fatores que inclui o fator investimento, mas estatisticamente irrelevantes nas demais versões.

De novo, o fator que parece apresentar a maior consistência na explicação de retornos esperados é o relativo a rentabilidade (RMW). Sua inclusão num modelo de 4 fatores mostra um prêmio de risco de 2.678% ao mês e parece reduzir a relevância dos fatores M e HML. Também no modelo de cinco fatores, RMW exibe o maior prêmio de risco (1.765% a.m.), enquanto os demais fatores exibem prêmios estatisticamente irrelevantes.

5 CONCLUSÃO

O modelo de cinco fatores de Fama e French (2015) foi testado para o mercado brasileiro através da abordagem de séries temporais de Black et al. (1972), análise de interceptos de Gibbons et al. (1989) e por meio de regressões de Fama-MacBeth (1973) tendo apresentado performance satisfatória na explicação de retornos das ações da amostra.

A metodologia empregada na construção dos fatores e dos portfólios hipotéticos que servem de variáveis dependentes é basicamente a mesma proposta pelos autores do estudo original, com algumas adaptações visando atenuar variância excessiva de retornos decorrente do menor número de ações disponíveis para estudo.

Diferente do apresentado no artigo que norteia este estudo, opta-se aqui por fazer rebalanceamentos trimestrais dos portfólios ao invés de anuais. Este expediente visa refletir mais prontamente as migrações de empresas de um quartil para outro em termos de tamanho, valor, rentabilidade e investimento. A adequação afeta tanto o cálculo dos fatores como a composição dos portfólios de teste, e atenua o efeito indesejável que variações acentuadas de preços de ativos tenham em portfólios formados com poucas ações.

Assim como verificado para o mercado americano em diversos estudos, é possível observar no caso brasileiro uma relação inversa entre tamanho das firmas e retorno excedente de suas ações, apesar de tal relação não ter sido corroborada por todos os testes realizados no presente estudo.

Também o fator valor (HML) apresenta neste estudo comportamento similar ao percebido em estudos para o mercado americano, isto é, ações com indicador valor patrimonial / valor de mercado alto apresentam retorno médio mensal superior àquelas em que este indicador é menor.

O fator que parece apresentar maior consistência na explicação dos retornos é, como sugerido por Novy-Marx (2013), rentabilidade. Em menor escala, o fator valor também parece contribuir de forma relevante para a explicação dos retornos seccionais de ações no mercado brasileiro. Em todos os quartis de tamanho, as ações mostram retorno excedente maior à medida em que se migra de um grupo de rentabilidade para um superior, e comportamento semelhante é observado quando se avança na escala de valor dos portfólios de teste. Tanto os betas obtidos nas regressões de séries temporais como os prêmios de risco observados nas regressões de Fama-MacBeth apontam para retornos esperados positivos para RMW. A análise de interceptos de Gibbons, Ross e Shanken (GRS) também sugerem ganho de poder explicativo do modelo de fatores com a inclusão de rentabilidade. O fator HML passa no teste da mera observação de

retornos excedentes e na interpretação dos betas, mas tem resultados mistos nos testes de interceptos combinados e na análise de prêmios de risco.

Já os fatores tamanho e investimento apresentam resultados mistos nos diversos testes empregados. A simples observação dos retornos médios mensais e a análise dos coeficientes das regressões de séries temporais corroboram os resultados encontrados por Fama e French (2015) para o fator tamanho, mas os demais testes parecem ser inconclusivos para este fator. A Intensidade de investimento também parece explicar pouco os retornos esperados para ações brasileiras. A simples observação dos retornos excedentes sugere que exista, no Brasil, a mesma relação inversa entre retornos esperados e investimentos, mas há grande incidência de médias estatisticamente indistinguíveis de zero por conta da alta variância de retornos observados. Nos demais testes, o desempenho do fator investimento também se mostrou pouco robusto.

As conclusões dos diversos testes realizados sugerem que portfólios constituídos por empresas rentáveis e com alto valor devem ser as que apresentam, em média, os maiores retornos excedentes no mercado brasileiro. Isto parece ser um voto a favor do estilo de investimento conhecido como *GARP - Growth At a Reasonable Price* (crescimento a um preço razoável), uma vez que, como apontado por Novy-Marx (2013), empresas com alta rentabilidade tendem a apresentar também crescimento acima da média.

O objetivo do presente trabalho é avançar a discussão sobre o modelo de cinco fatores no Brasil, expandindo a base de dados de estudos anteriores e propondo adaptações metodológicas sensíveis às particularidades do nosso mercado. Em estudos posteriores, seria interessante avaliar o poder explicativo de outras medidas de rentabilidade, como por exemplo o lucro bruto / ativo total, proposto por Novy-Marx. Outra possibilidade seria propor uma forma de incluir bancos na análise, visto se tratar de um setor extremamente importante para o mercado brasileiro. Por fim, seria bastante útil uma avaliar o desempenho do modelo com uma amostra de empresas mais líquidas, de forma a determinar sua aplicabilidade em portfólios de investidores institucionais.

6 REFERÊNCIAS

- AHARONI, G.; GRUNDY, B.; ZENG, Q. Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis. **Journal of Financial Economics**, v. 110, n. 2, p. 347–357, 2013.
- ASNESS, C.; FRAZZINI, A. The Devil in HML's Details. **The Journal of Portfolio Management**, 2013.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3–18, 1981.
- BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation To Their Price-Earnings Ratios: a Test of the Efficient Market Hypothesis. **The Journal of Finance**, 1977.
- BHANDARI, L. C. Debt / Equity Ratio and Expected Common Stock Returns : Empirical Evidence. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507–528, 1988.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES., M. **The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests**. 1972.
- BLITZ, D.; HANAUER, M. X.; VIDOJEVIC, M.; VAN VLIET, P. Five Concerns with the Five-Factor Model. **SSRN Electronic Journal**, v. 31, n. 2015, p. 1–15, 2016. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=2862317>>. .
- BRITO, R. D.; MURAKOSHI, V. Y. **Fatores comuns de risco de mercado , tamanho, valor e diferenciais de juros nos retornos esperados das ações brasileiras**. 2009.
- BRUNI, A. L. **Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação de ações negociadas na Bovespa (1988-1996)**, 1998. Universidade de São Paulo.
- CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57, 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2329556?origin=crossref>>. .
- COCHRANE, J. H. **Asset Pricing**. Rev. ed. New Jersey, 2005.
- COSTA JR, N. C. A. DA; DAS NEVES, M. B. E.; DA COSTA JR, N. C. A. Variáveis fundamentais e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123–137, 2000.
- DANIEL, K.; TITMAN, S. Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns. **The Journal of Finance**, 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2329554?origin=crossref>>. .
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427–465, 1992. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x/full>>. .
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3–56, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Profitability, investment and average returns. **Journal of Financial Economics**, v. 82, n. 3, p. 491–518, 2006.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 116, n. 1, p. 1–22, 2015. Elsevier. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>>. .

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. International tests of a five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 123, n. 3, p. 441–463, 2017.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607–636, 1973. Disponível em: <<http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260061>>. .

GIBBONS, M. R.; ROSS, S. A.; SHANKEN, J. A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. **Econometrica**, v. 57, n. 5, p. 1121, 1989. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1913625?origin=crossref>>. .

HOU, K.; XUE, C.; ZHANG, L. **A Comparison of New Factor Models**. 2009.

JEGADESSH, N.; TITMAN, S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65–91, 1993.

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.

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. 47, n. 1, p. 13–37, 1965.

MALAGA, F. K.; SECURATO, J. R. Aplicação do Modelo de Três Fatores de Fama e French no Mercado Acionário Brasileiro – Um Estudo Empírico do Período 1995-2003. , , n. 2004, p. 1–16, 2003.

MARKOWITZ, H. **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments**, 1959. Yale University. Disponível em: <<http://cowles.yale.edu/sites/default/files/files/pub/mon/m16-all.pdf>>. .

MARTINS, C. C.; EID JR, W. Pricing Assets with Fama and French 5-Factor Model: a Brazilian market novelty. . p.0–13, 2015.

MELLONE JR, G. **Beta: Problemas e Evidência Empírica**, 1999. EAESP/FGV.

NOVY-MARX, R. The other side of value: The gross profitability premium. **Journal of Financial Economics**, v. 108, n. 1, p. 1–28, 2013. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X13000044>>. .

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive evidence of market inefficiency. **The Journal of Portfolio Management**, v. 11, n. 3, p. 9–16, 1985. Disponível em: <<http://www.ijournals.com/doi/abs/10.3905/jpm.1985.409007>>. .

ROSS, S. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. **Journal of Economic Theory**, v.

13, p. 341–360, 1976. Disponível em: <[http://economy.njau.edu.cn:8011/files/7/3/The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing.pdf](http://economy.njau.edu.cn:8011/files/7/3/The%20Arbitrage%20Theory%20of%20Capital%20Asset%20Pricing.pdf)>. .

RUIZ HERNANDEZ, R. **Modelo de cinco fatores de Fama e French: o caso do mercado brasileiro**, 2015. Insper.

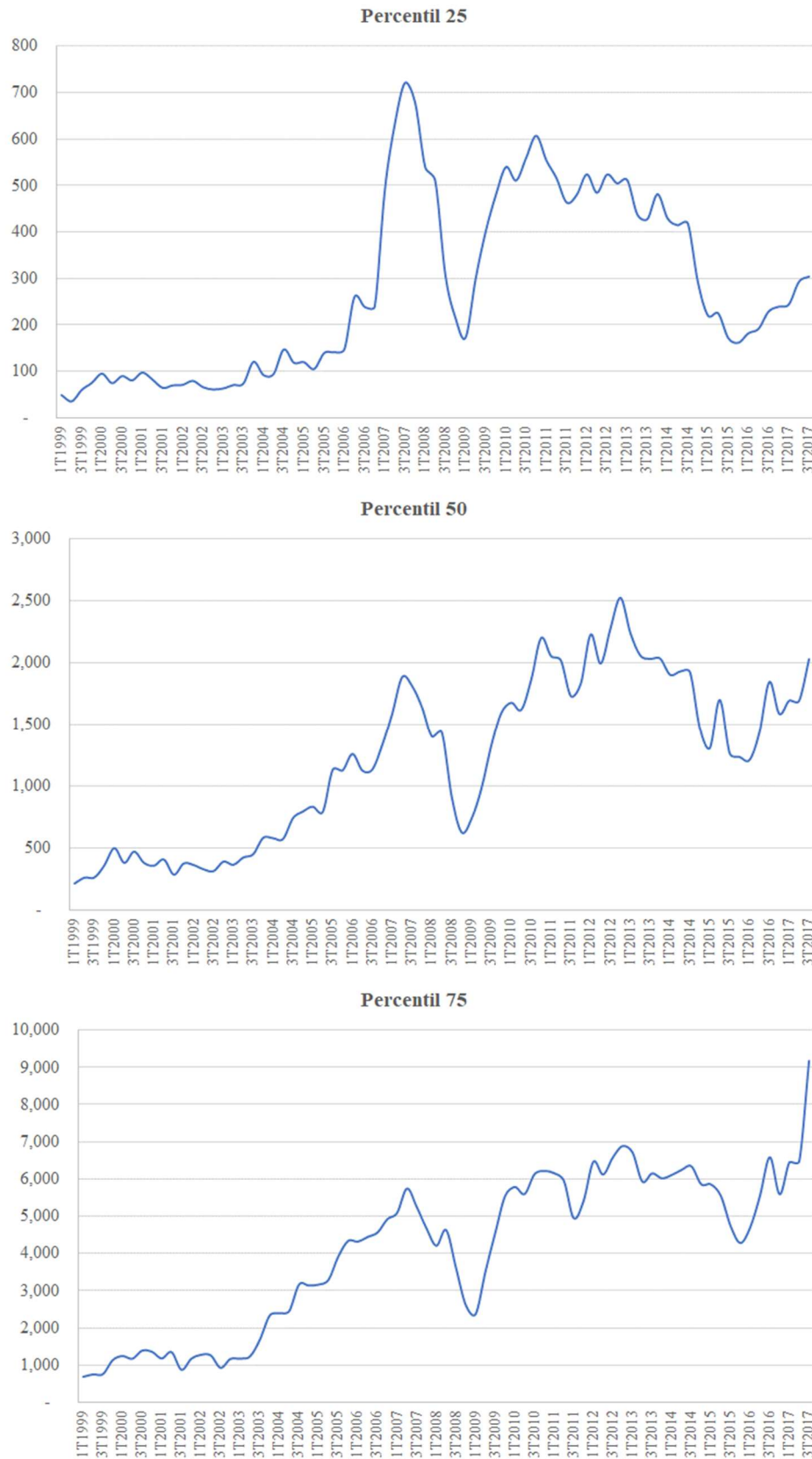
SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964.

TITMAN, S.; WEI, K. C. J.; XIE, F. Capital Investments and Stock Returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 39, n. 4, p. 677, 2004. Disponível em: <http://www.journals.cambridge.org/abstract_S0022109000003173>. .

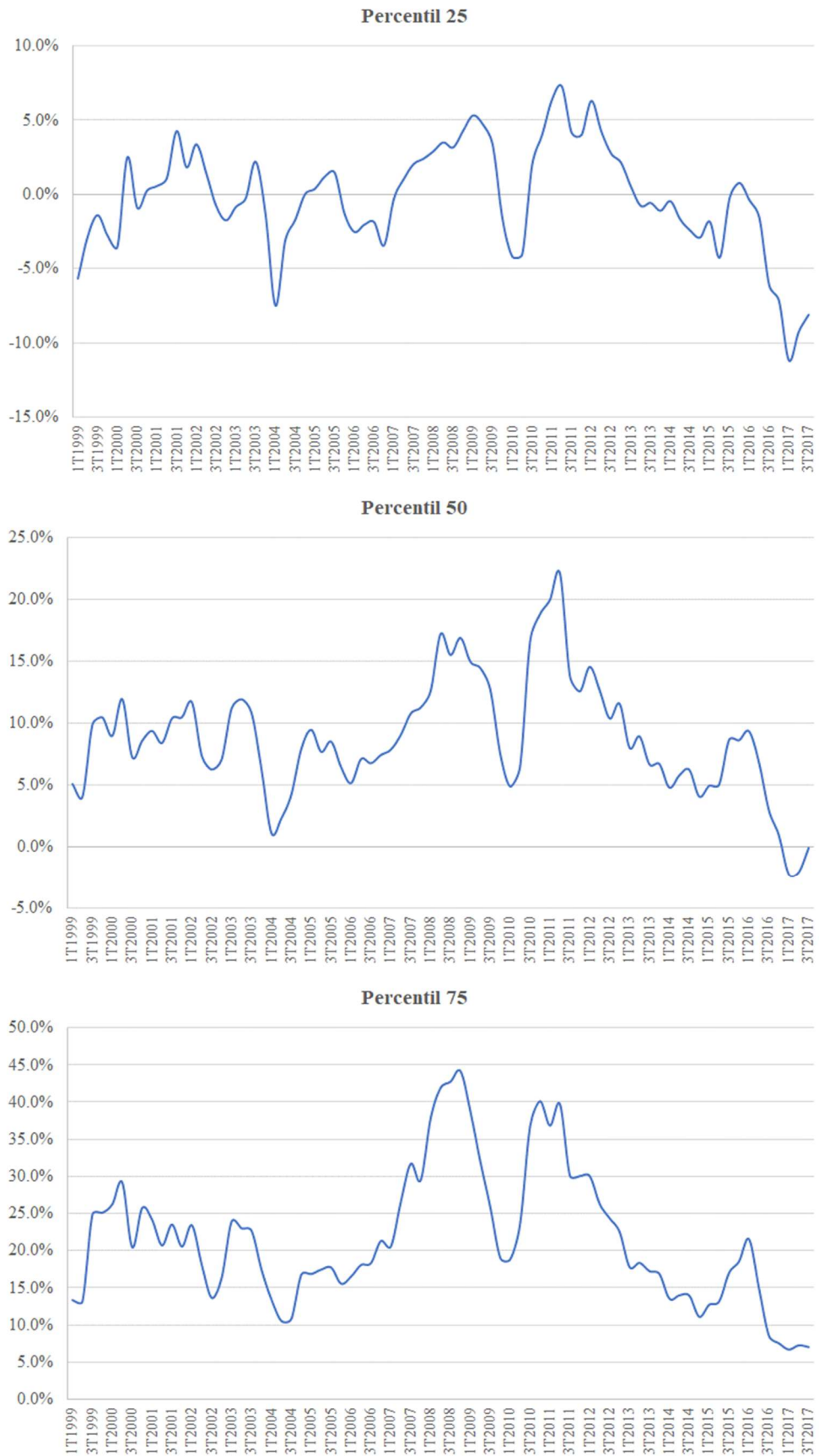
TREYNOR, J. L., Market Value, Time and Risk, Unpublished manuscript. "Rough Draft" dated 8/8/61, #95-209, 1961.

7 APÊNDICE – GRÁFICOS DE CARACTERÍSTICAS DOS PORTFÓLIOS

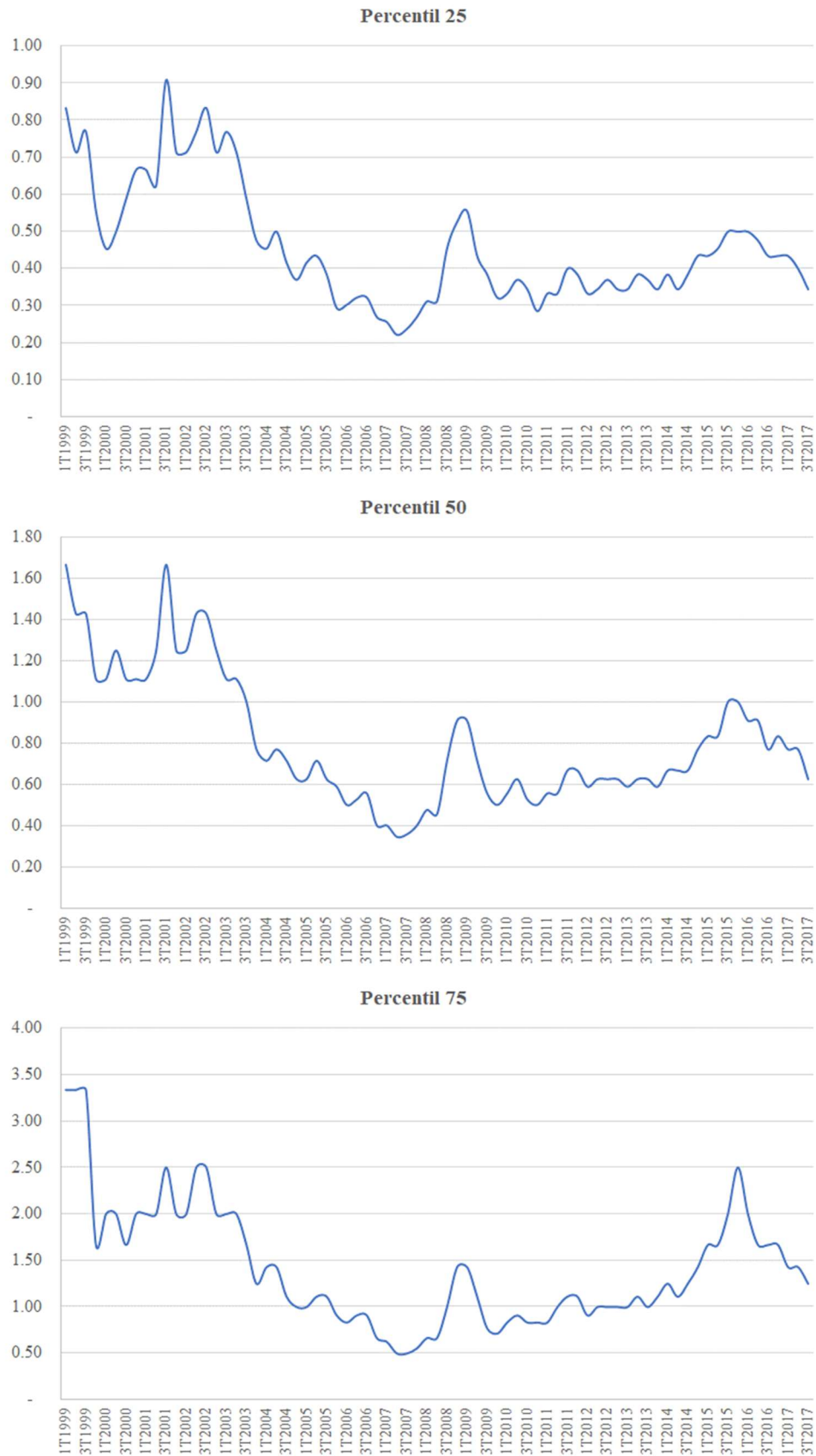
Gráfico 2 – Percentis de Valor de Mercado (R\$MM)



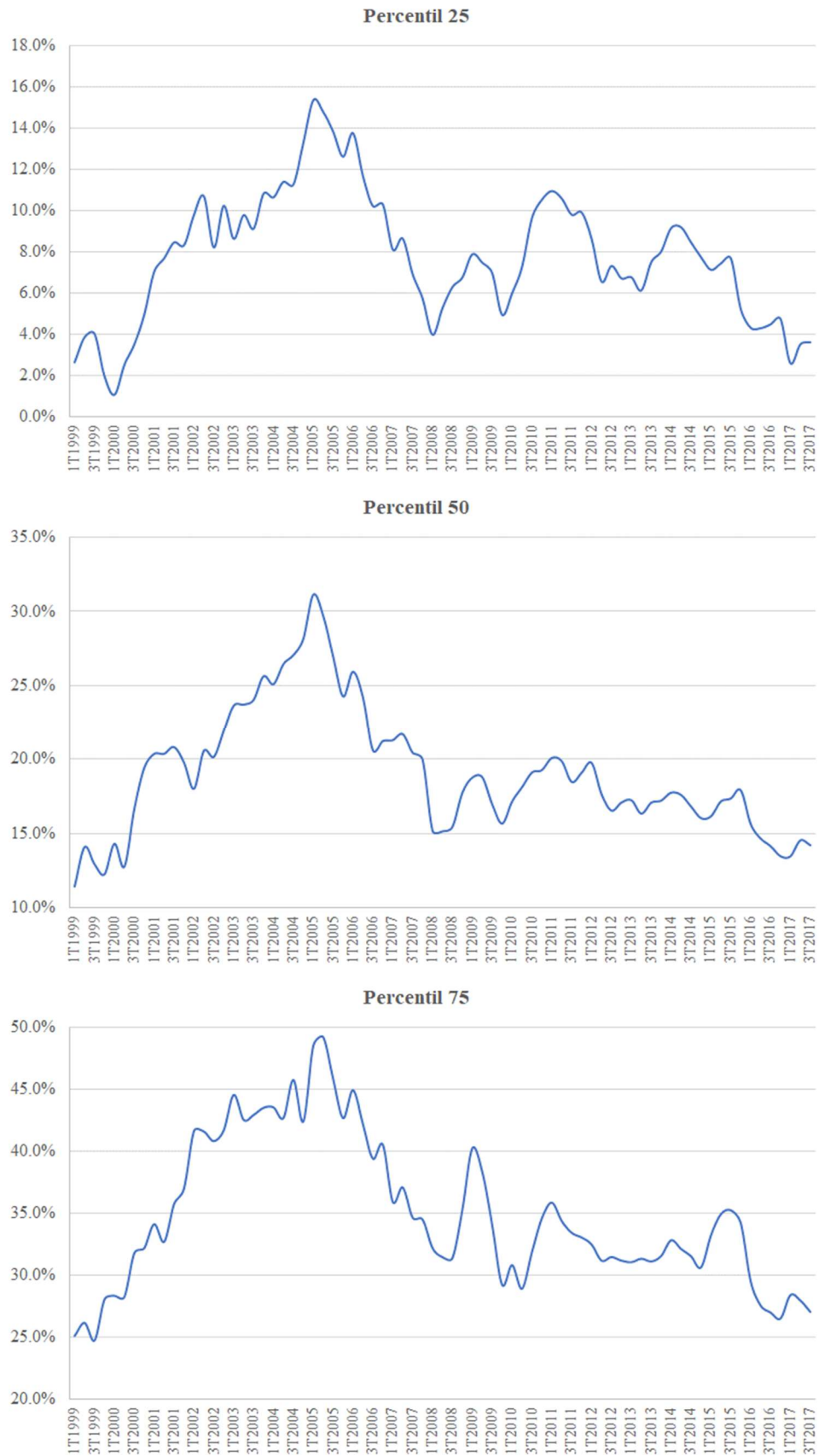
Fonte: Elaboração própria, com dados da Economática

Gráfico 3 – Percentis de Crescimento do Ativo Total (%)

Fonte: Elaboração própria, com dados da Economática

Gráfico 4 – Percentis de Valor Patrimonial / Valor de Mercado

Fonte: Elaboração própria, com dados da Economática

Gráfico 5 – Percentis de LAIR / Patrimônio Líquido

Fonte: Elaboração própria, com dados da Economática