

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS – UNISINOS  
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS  
NÍVEL MESTRADO

ALEXANDRE BERLANDA COSTA

**ANOMALIA DE AÇÕES DE BAIXO RISCO:  
extensão dos estudos no mercado brasileiro**

São Leopoldo  
2015

ALEXANDRE BERLANDA COSTA

**ANOMALIA DE AÇÕES DE BAIXO RISCO:  
extensão dos estudos no mercado brasileiro**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis, pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade do Vale do Rio dos Sinos - UNISINOS.

Orientador: Prof. Dr. João Zani

Co-orientador: Prof. Dr. Igor A. C. Morais

São Leopoldo

2015

C837a Costa, Alexandre Berlanda.  
Anomalia de ações de baixo risco : extensão dos estudos no mercado brasileiro / Alexandre Berlanda Costa. – 2015.  
98 f. : il. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, 2015.  
"Orientador: Prof. Dr. João Zani ; co-orientador: Prof. Dr. Igor A. C. Morais."

1. Contabilidade. 2. Risco e retorno. 3. Investimentos. 4. CAPM. 5. Apreçamento de ativos. 6. Anomalia. I. Título.

CDU 657

ALEXANDRE BERLANDA COSTA

**ANOMALIA DE AÇÕES DE BAIXO RISCO:  
extensão dos estudos no mercado brasileiro**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis, pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade do Vale do Rio dos Sinos - UNISINOS.

Aprovado em 27 de fevereiro de 2015.

**BANCA EXAMINADORA**

---

Dr. Cristiano Machado Costa - Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS

---

Dr. Jairo Laser Procianoy - Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS

---

Dr. Richard Saito – Fundação Getúlio Vargas – FGV

---

Dr. João Zani - Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS – Orientador

---

Dr. Igor A.C. Moraes - Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS – Co-orientador

## AGRADECIMENTO

Ao corpo docente do PPG de Ciências Contábeis da UNISINOS que no decorrer desses dois anos contribuiu para a minha formação acadêmica.

Ao meu orientador Prof. Dr. João Zani que compartilhou sua sabedoria e sua experiência de forma irrestrita e solidária para a realização dessa dissertação e para minha formação.

Ao meu co-orientador Prof. Dr. Igor A.C. Moraes que, com seu conhecimento metodológico, possibilitou a realização dessa pesquisa.

Um agradecimento especial ao meu amigo e sócio Davi Simon pelo companheirismo, paciência, atenção e dedicação dispensados em todos momentos e, em particular, nesses dois últimos anos.

Aos meus demais sócios Luiz Fernando, Milton, Rogério e Felipe pelo apoio e pela compreensão das ausências que se fizeram necessárias para a conclusão desse projeto.

Aos meus pais que, mesmo em sua simplicidade, moldaram o meu caráter e me indicaram o caminho para a eterna prosperidade: o conhecimento.

Às minhas irmãs e sobrinhos pelo seu amor, carinho e atenção em todos os momentos da vida.

Ao meu enteado Hector Pedro por, de uma maneira singular, me proporcionar a experiência da paternidade.

À minha esposa Daniela pelo seu amor, carinho e cumplicidade em todos esses anos. Com certeza, estar ao seu lado foi, e é, sem dúvida o alicerce de tudo que conquistei até hoje.

## RESUMO

A existência da Anomalia de Ações de Baixo Risco (AABR) conflita com duas teorias econômicas tradicionais: a hipótese da eficiência de mercados e o trade-off risco/retorno. Essa anomalia permite que os agentes de mercado explorem uma provável ineficiência do mercado adotando uma estratégia de investir em ações de baixo risco e obter retornos superiores se comparados com ações de risco maior. Estudos anteriores já comprovaram a presença da AABR no mercado brasileiro. Além de investigar a presença, essa pesquisa investiga também a persistência e a magnitude da AABR, utilizando cinco modelos de precificação de ativos com os seguintes fatores de risco: mercado, tamanho, valor, momento e iliquidez. O método escolhido consiste na análise do desempenho de carteiras de ativos ( $Q_n$ ) formadas por quintis dos coeficientes betas de mercado obtidos em cada modelo, sendo o desempenho das carteiras determinado por quatro medidas de performance. As carteiras de ativos são formadas e avaliadas com ações negociadas na BM&FBOVESPA no período de 2001 a 2013; sendo os coeficientes betas dos ativos estimados em relação à carteira teórica IBOVESPA. A comparação das performances das carteiras Q1 e Q5 possibilitou identificar a presença e persistência da AABR na maioria das estratégias de montagem e retenção de carteiras. Os resultados, apesar de persistentes e economicamente relevantes, não são estatisticamente significantes. Na comparação entre os modelos de precificação, o modelo de Dois Fatores foi o que apresentou os melhores resultados em todas as medidas de performance, demonstrando a importância do efeito de liquidez na escolha dos ativos para a determinação da AABR.

**Palavras-chave:** Risco e Retorno. CAPM. Investimentos. Apreçamento de ativos. Anomalia.

## ABSTRACT

The existence of the Low-Beta Stocks Anomaly (LBSA) conflicts with two traditional economic theories: the efficient-market hypothesis and the risk-return tradeoff. This anomaly could allow market participants to exploit a market inefficiency through adopting a strategy of investing in low risk stocks, hence obtaining superior returns compared to those of higher risk stocks. Previous studies have identified the presence of the AABR in the Brazilian market. This research investigates not only the presence of the LBSA in the Brazilian Market but also its persistence and magnitude of the LBSA by using five asset pricing models, including factors such as market risk, size, value, momentum and illiquidity. The method adopted herein consists in analyzing the performance of stocks' portfolios ( $Q_n$ ) that were built based on the market beta coefficients obtained in each model. This performance was evaluated through four performance measures. Stock's portfolios were build with stocks traded in the BM&FBOVESPA stock exchange, in the period 2001-2013. Stocks' beta coefficients were estimated considering the IBOVESPA index's theoretical portfolio as a proxy for the market portfolio. Through the comparison of Q1 and Q5 portfolios' performance, it was possible to identify the presence and persistence of the LSBA in most of the portfolio building and holding strategies adopted. The results, however persistent and economically significant, were not statistically significant. Comparing the different asset pricing models, the Two-Factor model achieved the best results in all performance measures, demonstrating the importance of the liquidity effect on the choice of the assets to exploit the LBSA.

**Keywords:** Risk and Return. CAPM. Investments. Asset pricing. Anomaly.

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Equações de Regressão dos modelos de precificação de ativos utilizados na pesquisa.....	32
Quadro 2 - Quantidade de carteiras por estratégia de mensuração e retenção de carteiras.....	41
Quadro 3 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o retorno da carteira Q1 e o retorno da carteira Q5 ( $\bar{R}_{Q1} - \bar{R}_{Q5}$ ) .....	51
Quadro 4 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o Índice de Sharpe da carteira Q1 e o da carteira Q5 ( $\bar{I}S_{Q1} - \bar{I}S_{Q5}$ ) .....	55
Quadro 5 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o Índice de Treynor da carteira Q1 e o da carteira Q5 ( $IT_{Q1} - IT_{Q5}$ ) .....	59
Quadro 6 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o Alfa de Jensen da carteira Q1 e o da carteira Q5 ( $\bar{A}J_{Q1} - \bar{A}J_{Q5}$ ).....	62
Quadro 7 - Resumo da análise dos resultados das características da AABR por medida de performance .....	65

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatística descritiva e correlação das variáveis independentes e Fator de Inflação de Variância (FIV).....	42
Tabela 2 - Estatística descritiva da correlação entre os betas históricos e os betas futuros das carteiras.....	47
Tabela 3 - Estatística descritiva das diferenças entre os retornos das carteiras Q1 e os retornos das carteiras Q5 ( $\bar{R}_{Q1} - \bar{R}_{Q5}$ ).....	50
Tabela 4 - Estatística descritiva das diferenças dos Índices de Sharpe (IS) médios mensais das carteiras Q1 em relação às carteiras Q5 ( $\bar{IS}_{Q1} - \bar{IS}_{Q5}$ ).....	54
Tabela 5 - Estatística descritiva das diferenças dos Índices de Treynor (IT) médios mensais das carteiras Q1 em relação às carteiras Q5 ( $\bar{IT}_{Q1} - \bar{IT}_{Q5}$ ).....	58
Tabela 6 - Estatística descritiva das diferenças dos Alfas de Jensen (AJ) médios mensais das carteiras Q1 em relação às carteiras Q5 ( $\bar{AJ}_{Q1} - \bar{AJ}_{Q5}$ ).....	61
Tabela 7 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo CAPM .....	76
Tabela 8 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Dois Fatores.....	77
Tabela 9 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Três Fatores.....	78
Tabela 10 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Quatro Fatores .....	79
Tabela 11 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Cinco Fatores.....	80
Tabela 12 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de tamanho (SMB).....	82
Tabela 13 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de valor (HML).....	83
Tabela 14 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de momento (WML) .....	84
Tabela 15 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de iliquidez (IML) .....	85
Tabela 16 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo CAPM.....	87
Tabela 17 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Dois Fatores .....	88

Tabela 18 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Três Fatores .....	89
Tabela 19 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Quatro Fatores .....	90
Tabela 20 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Cinco Fatores .....	91
Tabela 21 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo CAPM .....	93
Tabela 22 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Dois Fatores.....	94
Tabela 23 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Três Fatores.....	95
Tabela 24 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Quatro Fatores.....	96
Tabela 25 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Cinco Fatores.....	97

## LISTA DE SIGLAS

AABR	Anomalia de Ações de Baixo Risco
AJ	Alfa de Jensen
AMEX	<i>American Stock Exchange</i>
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
ARCH	<i>AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
B/M	<i>Book-to-Market</i>
BAB	<i>Betting Against Beta</i>
BAHR	<i>Buy And Hold Return</i>
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo S.A.
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CDI	Certificado de Depósito Interbancário
FIV	Fator de Inflação de Variância
GARCH	<i>Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity</i>
HEM	Hipótese de Eficiência de Mercados
HML	<i>High Minus Low</i>
IBOVESPA	Índice Bovespa
IML	<i>Illiquidity Minus Liquidity</i>
IS	Índice de Sharpe
IT	Índice de Treynor
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
SMB	<i>Small Minus Big</i>
TMP	Teoria Moderna de Portfólio
VC/VM	Valor Contábil sobre Valor de Mercado
WML	<i>Winner Minus Loser</i>

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>10</b>
<b>1.1 Objetivos</b> .....	<b>11</b>
1.1.1 Objetivo Geral.....	11
1.1.2 Objetivos Específicos.....	12
<b>1.2 Justificativa e Relevância</b> .....	<b>12</b>
<b>1.3 Delimitações da Pesquisa</b> .....	<b>13</b>
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA</b> .....	<b>14</b>
<b>2.1 Eficiência de Mercado</b> .....	<b>14</b>
<b>2.2 Modelos de Precificação de Ativos</b> .....	<b>15</b>
2.2.1 Capital Asset Pricing Model (CAPM) .....	16
2.2.2 Três-Fatores de Fama e French (1993).....	18
2.2.3 Quatro-Fatores de Carhart (1997) .....	20
2.2.4 Dois-Fatores de Liu (2006).....	23
<b>2.3 Anomalia de Ações de Baixo Risco</b> .....	<b>25</b>
<b>3 METODOLOGIA</b> .....	<b>30</b>
<b>3.1 Amostra e Coleta dos Dados</b> .....	<b>31</b>
<b>3.2 Estimação dos Coeficientes Beta</b> .....	<b>31</b>
<b>3.3 Variáveis Independentes</b> .....	<b>33</b>
3.3.1 Fator Mercado.....	33
3.3.2 Fator Tamanho ( <i>Small minus Big</i> - SMB).....	34
3.3.3 Fator Valor ( <i>High minus Low</i> - HML) .....	34
3.3.4 Fator Momento (Winners minus Losers - WML).....	35
3.3.5 Fator Iliquidez .....	35
<b>3.4 Estrutura de Montagem das Carteiras</b> .....	<b>36</b>
3.4.1 Procedimentos de Mensuração .....	36
3.4.2 Montagem das Carteiras .....	37

3.4.3 Período de Retenção .....	38
<b>3.5 Teste da Anomalia .....</b>	<b>38</b>
<b>4 ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS .....</b>	<b>41</b>
<b>4.1 Estatística Descritiva das Variáveis Independentes .....</b>	<b>41</b>
4.1.1 Análise dos Coeficientes Betas Históricos (Prêmio de Mercado) .....	43
4.1.2 Coeficientes das Demais Variáveis Independentes .....	44
<b>4.2 Betas Futuros e Correlação com Betas Históricos .....</b>	<b>45</b>
<b>4.3 Avaliação de Performance das Carteiras de Baixo Risco (Q1) e Alto Risco (Q5).....</b>	<b>48</b>
4.3.1 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Retornos Médios.....	48
4.3.2 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Índices de Sharpe ....	53
4.3.3 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Índices de Treynor ...	56
4.3.4 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Alfas de Jensen .....	60
<b>4.4 Síntese dos Resultados da Pesquisa.....</b>	<b>63</b>
<b>5 CONCLUSÃO .....</b>	<b>67</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>69</b>
<b>APÊNDICE A – Estatísticas Descritivas dos Betas Históricos .....</b>	<b>75</b>
<b>APÊNDICE B – Estatísticas Descritivas das Demais Variáveis Independentes .....</b>	<b>81</b>
<b>APÊNDICE C – Estatísticas Descritivas dos Betas Futuros .....</b>	<b>86</b>
<b>APÊNDICE D – Distribuição dos Retornos Médios .....</b>	<b>92</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A maioria dos estudos sobre carteiras de investimento está alicerçada em duas teorias econômicas fundamentais: a Hipótese de Eficiência de Mercado (HME) e a relação entre risco e retorno. Esse estudo versa sobre a Anomalia de Ações de Baixo Risco ou, simplesmente, AABR. Em tese, a presença e constância da AABR, contrariando as referidas teorias, permitiria aos investidores a obtenção de retornos anormais em ações de baixo risco superiores àqueles que seriam verificados em ações de maior risco.

O marco teórico inicial desse estudo é a Teoria Moderna de Portfólio (TMP), cujo pioneirismo coube a Markowitz (1952) em estudo sobre os efeitos da diversificação na composição de carteiras de ativos. A premissa básica desse modelo teórico é que, diante de dois ativos que apresentem igual retorno esperado, o investidor irá preferir aquele que possuir menor risco. Na prática, a TMP permite que o investidor elabore uma carteira de ativos ponderando os retornos esperados e os riscos assumidos dos ativos disponíveis.

Partindo dos estudos iniciados por Markowitz (1952), as pesquisas de Sharpe (1964) e Lintner (1965) propuseram um modelo econômico que estabelece que o retorno esperado de um ativo pode ser determinado pelo retorno livre de risco e pela sensibilidade do ativo ao prêmio de mercado, sendo esse prêmio definido pela diferença entre o retorno esperado da carteira teórica de mercado (carteira eficiente) e o retorno de um ativo livre de risco. Esse modelo, denominado de *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), considera que o retorno esperado de um ativo é uma função direta da covariância do retorno desse ativo e do risco de mercado.

Conforme mencionado, uma parcela do retorno esperado no modelo CAPM está relacionada ao retorno de mercado de uma carteira eficiente, cuja base teórica é a Hipótese de Eficiência de Mercados (HEM), formulada nos estudos de Fama (1970), a qual considera que, em um mercado fortemente eficiente, os preços dos ativos contemplam integralmente toda a informação disponível.

Pela conjunção das teorias mencionadas, é possível pressupor que, em um mercado eficiente (conforme Fama (1970)) e sendo possível a diversificação (conforme Markowitz (1952)), o investidor com menor aversão ao risco admite

um risco maior desde que tal risco esteja positivamente relacionado ao retorno esperado (Sharpe (1964) e Lintner (1965)). Entretanto, os estudos de Black, Jensen e Scholes (1972) identificaram, no mercado norte-americano, a presença de uma anomalia que confere retornos anormais elevados a ações de baixo risco.

Em relação à pesquisa nacional sobre a AABR, destacam-se os estudos de Simon (2013) e Rubesam e Beltrame (2013), sendo que o último identificou uma relação inversa entre o retorno e a variância das carteiras da amostra.

A pesquisa de Simon (2013) identificou que as carteiras formadas com ações de beta baixo (menor risco) obtêm retorno superior às carteiras formadas com ações de beta alto em 80% dos dias do período estudado (14 anos).

Os referidos estudos nacionais, a despeito dos resultados confirmarem a presença da AABR, possuem limitações metodológicas relativas à sensibilidade das carteiras a diferentes modelos de precificação para mensuração do beta e aos efeitos sobre o prazo de estimação para formação das carteiras e de mensuração dos retornos.

Dessa forma, o problema de pesquisa ora considerado pode ser sintetizado na seguinte questão: diante da possível existência da AABR no mercado brasileiro, seus efeitos são constantes e significativos?

## 1.1 Objetivos

### 1.1.1 Objetivo Geral

O objetivo principal desse estudo é investigar a presença, a constância e a magnitude da anomalia de ações de baixo risco (AABR), ou seja, a relação inversa entre o risco do ativo, definido pelo coeficiente beta sobre o prêmio de mercado, e o retorno do ativo no mercado de capitais brasileiro em diferentes modelos de precificação de ativos considerando os prêmios pelos efeitos de mercado, tamanho, valor, momento e **liquidez**.

Para o atingir tal objetivo serão construídas diferentes estratégias de montagem e mensuração de carteiras de ações.

Tais estratégias, além dos diferentes modelos de precificação de ativos, considerará de diferentes períodos de mensuração dos betas para a formação

das carteiras e, no intuito de avaliar o componente de constância da anomalia, contemplará diferentes períodos de retenção das carteiras.

### 1.1.2 Objetivos Específicos

Essa pesquisa tem por escopo, além do objetivo geral, avaliar:

- a) as variações da AABR em diferentes janelas de mensuração dos coeficientes beta;
- b) as variações da AABR em diferentes janelas de retenção de carteiras;
- c) as variações da AABR em diferentes modelos de precificação de ativos para a determinação dos coeficientes beta.

A utilização de diferentes modelos de precificação de ativos para a determinação dos betas tem intuito de determinar os efeitos dos prêmios de tamanho, valor, momento e iliquidez na AABR.

## 1.2 Justificativa e Relevância

Esse estudo foca na possibilidade de os agentes de mercado explorar uma provável ineficiência do mercado. Por confirmar tal ineficiência, essa pesquisa é útil aos investidores que buscam obter retornos adicionais adotando uma estratégia de investir ações de baixo risco.

Saliente-se que são mínimos os estudos brasileiros sobre o fenômeno da anomalia de ações de baixo risco e, a utilização de diferentes modelos de precificação de ativos para a composição das carteiras de betas, é inédita na pesquisa nacional.

A pesquisa contribui, cumulativamente com outras pesquisas nacionais, para o reforço do corpo científico nacional e facilita a compreensão e apreciação da teoria positiva da Contabilidade pelos agentes econômicos. Diferentemente de outras pesquisas sobre o tema, esse estudo avalia os resultados através da comparação de quatro índices de performance, demonstrando que a relevância da AABR pode ser mensurada em diversas métricas.

Por fim, considerando as variáveis dessa pesquisa em comparação às pesquisas nacionais anteriores, essa pesquisa objetiva, além de confirmar a AABR, determinar a elasticidade de seus efeitos no mercado de capitais

brasileiro, bem como os possíveis efeitos de outros fatores de risco na anomalia, além daquele inerente ao beta do CAPM.

### **1.3 Delimitações da Pesquisa**

A pesquisa foi realizada com base nas empresas brasileiras com ações listadas na BM&FBOVESPA e que constam na Base de Dados ECONOMÁTICA. Foram utilizadas as informações relativas aos prêmios pelos fatores de tamanho, valor, momento e iliquidez foram obtidas da base de dados NEFIN<sup>1</sup>.

O tempo do estudo foi delimitado aos anos de 2001 a 2013, justificando-se a escolha do período por propiciar uma amostra ampla em termos temporais permitindo a análise da anomalia em diferentes janelas de mensuração e retenção de carteiras.

As delimitações quanto à estimação dos betas, à retenção das carteiras e ao teste da AABR estão descritas na seção de Metodologia.

---

<sup>1</sup> Disponível em: <<http://www.nefin.com.br>>.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Devido ao fato de a AABR ser considerada como anomalia, o presente capítulo apresenta a literatura relativa à Hipótese de Eficiência de Mercados (HEM). Da mesma forma, apresenta-se um panorama teórico e empírico dos modelos de precificação adotados nessa pesquisa. Por fim, discorre-se sobre a literatura específica sobre a AABR, apresentando as pesquisas internacionais e nacionais sobre o tema.

### 2.1 Eficiência de Mercado

A ideia central da Hipótese de Mercados Eficientes (HME) não é recente. O trabalho de Sewell (2011) nos mostra que a história da HME remonta ao final do século XIX. Não obstante pesquisas anteriores tratem sobre o tema, o termo “hipótese de mercados eficientes” só foi cunhado em um trabalho não publicado de Harry Roberts de 1967 (SEWELL, 2011), que trabalhou a distinção entre as formas fracas e fortes de testes de eficiência. Esse estudo introduziu a taxonomia clássica utilizada por Fama (1970).

O conceito geral da HME estabelece que, em um mercado plenamente eficiente, todas as informações disponíveis são completamente refletidas, de forma imediata e irrestrita, nos preços. Para Fama (1970), a HME considera que, em um mercado eficiente, não há possibilidade de o retorno de determinado ativo ser superior àquele relativo ao risco.

Para Fama (1970) há três formas de eficiência de mercado: a fraca, a semiforte e a forte. A primeira forma de eficiência considera que toda a informação pretérita está refletida nos preços do mercado. Sendo assim, não é possível obter vantagem econômica utilizando os preços passados. A forma semiforte pondera que os preços dos ativos, além do comportamento passado, refletem toda a informação pública disponível.

Por fim, Fama (1970) define que, na forma forte de eficiência de mercado, toda e qualquer informação é refletida nos preços, inclusive aquelas consideradas como privilegiadas.

Em trabalho posterior, em função dos testes para verificação de eficiência, Fama (1991) propôs a alteração das denominações das formas de

eficiência de mercado. Com essa proposta, os testes para a forma fraca passaram a ser denominados de testes de previsibilidade de retornos. Os testes para a forma semiforte foram denominados de estudos de eventos e, para a forma forte, de testes de informações privilegiadas.

A HME está diretamente relacionada aos estudos de anomalias. Para alguns pesquisadores, entre eles Bondt e Thaler (1987) e Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), as anomalias decorrem do comportamento irracional dos investidores, o que contraria a eficiência de mercado e a perspectiva racional inerente à teoria de precificação de ativos. Por outro viés, o estudo de Fama e French (2004) considera que a ideia de anomalia decorre de outros fatores de risco, identificados empiricamente, que não são capturados pelo único fator do CAPM, o beta.

Em que pese pressupor que a existência da AABR possa decorrer da ineficiência de mercado, esta pesquisa não tem intuito de fazer prova, a favor ou contrária, a qualquer teoria.

## **2.2 Modelos de Precificação de Ativos**

Markowitz (1952) introduziu a teoria considerada fundamental para gestão moderna de carteiras: a imperfeição da correlação de risco-retorno entre ativos permite a diversificação do risco da carteira. Markowitz (1952) demonstrou teoricamente que é possível, dentre todas as opções disponíveis, a seleção de uma carteira com o maior retorno esperado para um determinado nível de risco ou, equivalentemente, de uma carteira com o menor risco para um nível desejável de retorno.

Conforme demonstrado por Bodie, Kane e Marcus (2010, p. 245), a implementação do modelo de Markowitz exige que, para se obter a carteira de mercado eficiente, sejam estimadas as covariâncias de todos os ativos disponíveis, além das estimativas de retornos e variâncias individuais de cada ativo. Considerando o volume dos ativos disponíveis nos mercados à época (décadas de 50 e 60) e os custos para o cálculo completo da carteira de mercado eficiente, os pesquisadores desenvolveram modelos que contemplam simplificações que viabilizam a precificação de ativos. Nessa pesquisa consideramos o modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e os modelos

derivados da *Arbitrage Pricing Theory* (APT), teoria desenvolvida por Ross (1976), em alternativa ao modelo CAPM.

Nos subcapítulos seguintes serão abordados o CAPM e os modelos derivados da APT: o modelo de três fatores de Fama e French (1993), o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e o modelo de dois fatores de Liu (2006).

### 2.2.1 Capital Asset Pricing Model (CAPM)

Um pouco mais de uma década após a teoria desenvolvida por Markowitz (1952), quase que simultaneamente, um grupo de pesquisadores desenvolveram as bases do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Em ordem cronológica, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) contribuíram para o desenvolvimento de um modelo que contempla dois fatores, os quais permitem a simplificação da teoria originada por Markowitz, quais sejam: a carteira de mercado e a taxa livre de risco. Devido à taxa livre de risco ser um fator comum a grande parte dos modelos de precificação, muitas vezes o CAPM é citado como um modelo de fator único: o retorno do mercado.

Considerando o trabalho de Sharpe (1964), o modelo CAPM admite que os participantes do mercado conseguem diversificar com eficiência suas posições e que o risco total é equivalente à soma do risco sistemático (não diversificável) e do risco não-sistemático (diversificável). Dessa forma, ao se concluir que o único risco remanescente é o risco sistemático, temos que o CAPM é um modelo de risco-retorno em que, em um sistema de equilíbrio de preços, os ativos podem ser precificados conforme a relação entre seu risco e o risco sistemático.

Por ser um modelo de expectativas de risco-retorno, no CAPM, o retorno esperado do ativo está diretamente relacionado à sua sensibilidade ao retorno esperado do mercado (risco sistemático). Por conseguinte, a fórmula do retorno esperado do ativo  $i$  pode ser demonstrada conforme segue:

$$E(R_i) = r + \beta ( E(R_m) - r) \quad (1)$$

sendo:

$E(R_i)$ : retorno esperado do ativo  $i$ ;

$r$ : taxa livre de risco;

$\beta$ : beta do ativo  $i$  em relação à carteira de mercado;

$E(R_m)$ : retorno esperado da carteira de mercado.

Para a construção de um modelo, seja em economia ou em outra ciência, é usual considerar pressuposições simplificadoras que, por sua natureza, permitem abordar os fatos de um modo mais simples do que o mundo real. E não é diferente no que concerne ao modelo CAPM. Não obstante a existência de listas diferentes, Elton et al. (2012, p. 280-281) enumeram os pressupostos do CAPM da seguinte forma:

- a) não há custos de transação a serem considerados pelos investidores;
- b) os ativos são infinitamente divisíveis, ou seja, os investidores podem negociar qualquer porção dos ativos;
- c) não há imposto de renda de pessoa física;
- d) o investidor marginal não afeta o preço de um ativo, o qual somente pode ser alterado pelos investidores em conjunto;
- e) as decisões dos investidores sobre suas carteiras consideram somente os retornos esperados e os desvios padrão;
- f) são permitidas as vendas a descoberto ilimitadas;
- g) é possível a concessão e a tomada de empréstimos ilimitadas e à taxa livre de risco;
- h) todos os investidores estão interessados na média e variância dos retornos e consideram o mesmo horizonte de investimento;
- i) todos os investidores tem expectativas homogêneas em relação aos retornos esperados, à variância dos retornos e à matriz de correlações;
- j) todos os ativos são negociados no mercado.

Em virtude de seus pressupostos - necessários à compreensão e aplicação do modelo - o CAPM é alvo de frequentes críticas. Parte da crítica ao CAPM decorre de ser um modelo de precificação extremamente utilizado, quer

no ambiente acadêmico quanto na prática profissional de gestores, investidores, avaliadores e outros agentes econômicos.

Como resultado da crítica, os pesquisadores desenvolveram outros modelos de precificação de ativos que consideram que outros fatores, além da sensibilidade do retorno do ativo ao retorno de mercado, devem ser considerados para determinação do preço dos ativos. Uma parcela significativa desses modelos se origina no modelo de *Arbitrage Pricing Theory* (APT) desenvolvido por Ross (1976), inclusive aqueles citados nas seções 2.2.2 a 2.2.4 adiante.

### 2.2.2 Três-Fatores de Fama e French (1993)

Em alternativa ao modelo CAPM, o modelo APT desenvolvido por Ross (1976) considera que os retornos dos ativos estão relacionados a uma série de fatores, os quais não se limitam ao retorno do mercado. Para Grinblatt e Titman (2005), os modelos APT divergem do CAPM quanto à estimação de taxas futuras esperadas de retorno, contudo, permitem são mais flexíveis para explicar melhor os retornos passados.

Fama e French (1993) desenvolveram um modelo de precificação que, no entender dos autores, teria um poder explicativo das variações dos retornos dos ativos mais significativo que o CAPM.

Esse modelo, denominado de modelo de três-fatores, considera que os retornos dos ativos estão diretamente relacionados: (i) ao beta de mercado, tal como considerado no CAPM; (ii) ao fator tamanho, medido em função do valor de mercado das ações; e (iii) o índice valor, também conhecido como *Book-to-Market* (B/M), que representa a relação entre o valor contábil e o valor de mercado. Esse modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$R_i = r + \beta (R_m - r) + s (SMB) + h (HML) \quad (2)$$

sendo:

$R_i$ : retorno do ativo  $i$ ;

$r$ : taxa livre de risco;

$\beta$ : beta do ativo relação o retorno da carteira de mercado;

$R_m$ : retorno esperado da carteira de mercado;

- s: índice do ativo em relação ao prêmio pelo tamanho;
- SMB: prêmio pelo tamanho (*Small Minus Big*);
- h: índice do ativo em relação ao prêmio pelo valor;
- HML: prêmio pelo valor (*High Minus Low*).

Os principais resultados da pesquisa de Fama e French (1993) podem ser resumidos conforme segue:

- a) prêmios positivos para todos os fatores de risco: mercado, tamanho e valor;
- b) a maior parte das regressões das carteiras do modelo apresentaram interceptos estatisticamente iguais a zero, validando o modelo utilizado e indicando que os três fatores poderiam ser considerados como *proxies* para os fatores de risco relevantes para os investidores;
- c) todos os fatores de risco se mostraram significativos e pareceram se complementarem na explicação das variações dos retornos das carteiras;
- d) os fatores de risco se mostraram não-correlacionados (ortogonais).

Com base nesses resultados, os autores concluem que o modelo de 3-fatores é válido para ser usado nas diversas decisões financeiras e é superior ao CAPM na explicação dos retornos das ações, no mercado norte-americano. Em seguimento ao trabalho inicial de Fama e French (1993), a pesquisa de Griffin (2002) avaliou se os fatores de Fama e French (1993) eram fatores globais ou eram específicos a determinado país. Para testar essa hipótese, Griffin (2002) testou os retornos mensais de empresas pertencentes aos Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e Japão, no período de 1981 a 1995, tendo em vista a comprovação de integração desses mercados na literatura, principalmente depois de 1980.

Diferentemente dos resultados de Fama e French (1993), o trabalho de Griffin (2002) apurou que a hipótese de que os interceptos de todas as carteiras são iguais a zero foi rejeitada para todos os modelos utilizados: doméstico, mundial e internacional. A versão doméstica dos três-fatores (que utiliza um país específico), contudo, mostrou-se mais útil que a versão mundial e internacional na explicação dos retornos, bem como apresentou menores erros médios nos

modelos de precificação. Em conclusão, os achados da pesquisa de Griffin (2002) não permitem estender os benefícios o modelo de três-fatores de Fama e French (1993) a um contexto global.

No cenário brasileiro, a pesquisa de Málaga e Securato (2004) testou o modelo de três-fatores no período de 1995 a 2003. Os resultados foram idênticos àqueles verificados por Fama e French (1993), exceto pelo prêmio negativo pelo fator tamanho (SMB). Tal constatação indica que, conforme identificado na pesquisa, no mercado nacional, as empresas maiores podem oferecer retornos maiores do que as empresas menores.

No intuito de tentar melhorar a aplicação do modelo de três-fatores no mercado brasileiro, Lucena e Pinto (2008) efetuaram uma modificação no modelo original com a inclusão de componentes de variância condicional ARCH e GARCH. A amostra foi composta por 213 ações listadas na BM&FBOVESPA, de julho de 1994 a agosto de 2004. Os resultados se mostraram adequado para a previsão de retornos no mercado de capitais brasileiro e ressaltam a importância das modificações para amenizar os problemas com os resíduos das regressões.

Já a pesquisa de Almeida e Eid Jr. (2010) avaliou a extensão do índice B/M e seus componentes, de tamanho e do efeito das emissões líquidas de ações na explicação dos retornos de empresas do mercado acionário brasileiro de 1996 a 2008. Como resultado, os autores encontraram evidências da significância do índice B/M e do tamanho.

### 2.2.3 Quatro-Fatores de Carhart (1997)

A identificação do efeito momento é atribuída a Jegadeesh e Titman (1993), cuja pesquisa demonstra que a estratégia de venda de ativos que tiveram um mau desempenho passado e a compra de ativos que tiveram um bom desempenho passado, leva a retornos anormais positivos, durante os meses subsequentes.

O estudo de Jegadeesh e Titman (1993) analisou os resultados considerando carteiras formadas considerando os 3, 6, 9 e 12 meses anteriores como períodos de formação das carteiras e os 3, 6, 9 e 12 meses subsequentes, como períodos de retenção das carteiras. Os pesquisadores verificaram,

também, que a rentabilidade das estratégias geradas no primeiro ano após a formação das carteiras se dissipava nos dois anos seguintes.

Essa constatação final de Jegadeesh e Titman (1993) está alinhada aos resultados da pesquisa de Bondt e Thaler (1985), que identificou um efeito de reversão. Aquela pesquisa demonstrou que se considerarmos um longo período para formação das carteiras, algo como 5 anos, as carteiras tidas como “perdedoras” têm um retorno médio 25% melhor do que as carteiras “vencedoras” em um período de retenção de 3 anos.

Em estudo sobre o desempenho de fundos de investimento no período de 1963 a 1993, Carhart (1997) incluiu a estratégia de momento ao modelo de três-fatores de Fama e French (1993), dando origem ao que passou a ser conhecido como modelo de quatro-fatores e que pode ser expresso da seguinte forma:

$$R_i = r + \beta (R_m - r) + s (\text{SMB}) + h (\text{HML}) + w (\text{WML}) \quad (3)$$

sendo:

$R_i$ : retorno do ativo  $i$ ;

$r$ : taxa livre de risco;

$\beta$ : beta do ativo relação o retorno da carteira de mercado;

$R_m$ : retorno esperado da carteira de mercado;

$s$ : índice do ativo em relação ao prêmio pelo tamanho;

SMB: prêmio pelo tamanho (*Small Minus Big*);

$h$ : índice do ativo em relação ao prêmio pelo valor;

HML: prêmio pelo valor (*High Minus Low*);

$w$ : índice do ativo em relação ao prêmio pelo momento;

WML: prêmio pelo momento (*Winners Minus Losers*).

Além do modelo de quatro-fatores, a pesquisa de Carhart (1997) avaliou o CAPM e o modelo de três-fatores, sendo que os resultados podem ser resumidos conforme segue:

- a) o modelo de quatro-fatores explicou consideravelmente as variações nos retornos dos fundos, sendo superior aos modelos CAPM e três-fatores;

- b) os prêmios médios mensais pelos fatores de risco mostraram-se positivos e elevados;
- c) as correlações entre os prêmios pelos fatores de risco mostraram-se baixas;
- d) o modelo de quatro-fatores melhorou a média dos erros dos modelos, quando comparado ao CAPM e ao modelo de três-fatores.

As pesquisas sobre o fator momento, posteriormente ao trabalho de Carhart (1997), apresentam resultados contraditórios. Liew e Vassalou (2000) pesquisaram a relação da rentabilidade dos fatores mercado, índice B/M, tamanho e momento com o crescimento econômico de 10 países desenvolvidos, de 1978 a 1996. As evidências para sustentar o fator momento como fator explicativo do crescimento econômico dos países da amostra foram escassas.

Por outro viés, L'Her, Masmoudi e Suret (2004) testaram os quatro fatores no mercado acionário canadense no período de julho de 1960 a abril de 2001. Nesse cenário, o fator momento foi sempre significante, exceto nos meses de janeiro, quando as carteiras de ações perdedoras superaram, em termos de retornos, as carteiras de ações vencedoras.

O estudo de Mussa, Famá e Santos (2007) avaliou o modelo de quatro-fatores no mercado brasileiro em comparação ao CAPM e ao modelo de três-fatores.

Para essa pesquisa foi adotada a metodologia de formação de carteiras e regressão em séries temporais de Fama e French (1993). Embora não tenha sido verificado prêmio significativo pelo fator momento, os resultados indicam que o modelo de quatro-fatores é válido, e superior ao CAPM e ao modelo de três-fatores, no mercado acionário brasileiro.

Utilizando a metodologia de teste preditivo, que consiste em utilizar duas etapas (regressões em séries temporais e *cross-section*) com erros-padrão calculados pela técnica de Fama e MacBeth (1973), a pesquisa de Mussa, Rogers e Securato (2009) testou e comparou o CAPM, o modelo de três-fatores e o modelo de quatro-fatores no período de junho de 1995 a junho de 2007. Em que pese a superioridade do modelo de quatro-fatores sobre os demais modelos, a pesquisa identificou que nenhum dos modelos foi suficiente para explicar os retornos das ações do mercado brasileiro.

#### 2.2.4 Dois-Fatores de Liu (2006)

Os estudos empíricos relacionando liquidez e retorno tiveram início com o trabalho de Amihud e Mendelson (1986), cuja principal constatação é a existência de uma relação positiva entre o retorno esperado das ações e a iliquidez, medida pelo *bid-ask spread*. Aquele trabalho avaliou o mercado acionário norte-americano, sendo a amostra representada pelas ações da NYSE (*New York Security Exchange*) nos anos de 1960 a 1980. A premissa central dos pesquisadores é de que ativos menos líquidos representam mais riscos e, portanto, devem proporcionar taxas de retornos superiores.

Tal como utilizado em outros trabalhos empíricos, essa pesquisa utiliza a teoria da relação direta entre o retorno e a ausência de liquidez, ou seja, a iliquidez, ou seja, utiliza-se o termo de “prêmio de iliquidez” para representar o retorno adicional esperado entre os ativos menos líquidos e os ativos mais líquidos.

Amihud (2002) desenvolveu uma medida de iliquidez conhecida como *Return-to-Volume*, obtida pela razão entre o retorno absoluto diário do ativo e o seu volume diário negociado. A amostra da pesquisa consistiu nas ações da NYSE de 1964 a 1997 e utilizou séries de tempo e relações *cross-sections* nas análises dos excessos de retornos. Amihud (2002) identificou que os excessos de retornos (i) aumentam com a iliquidez esperada medida no período anterior e (ii) diminuem com iliquidez inesperada no próprio período. Em suma: os resultados encontrados indicam que os retornos esperados são uma função crescente da iliquidez esperada.

Acharya e Pedersen (2005) adaptaram a medida de iliquidez de Amihud (2002) para desenvolver o modelo *Liquidity CAPM* (LCAPM), representado pela adição do fator iliquidez ao modelo CAPM. A pesquisa foi realizada tendo por amostra as ações de empresas listadas na NYSE e AMEX de 1963 a 1999 e o uso de testes *cross-section*.

A adaptação da medida consistiu na normalização dos índices de iliquidez com base na razão da capitalização do mercado em t-1 e no fim de julho de 1962. Acharya e Pedersen (2005) utilizam essa ponderação pela capitalização de mercado, para fazer com que a medida de iliquidez seja estacionária. O resultado dos trabalhos de Acharya e Pedersen (2005)

demonstra que os retornos das ações dependem também de vários betas de liquidez, quais sejam: (i) a sensibilidade da iliquidez de uma ação específica à iliquidez do mercado, (ii) a sensibilidade dos retornos das ações à iliquidez do mercado, e (iii) a sensibilidade da iliquidez das ações ao retorno do mercado.

Para Liu (2006), a liquidez é usualmente considerada como a habilidade de negociar grandes quantidades de ativos, rapidamente, a um baixo custo e com pequeno impacto nos preços. E dessa definição, depreende-se quatro dimensões de avaliação da liquidez: quantidade, velocidade, custo e impacto nos preços. Dessa forma, os estudos anteriores relacionando liquidez e retorno acionário apresentam diversas *proxies* para liquidez e para iliquidez, as quais, para Liu (2006), não focavam todas as dimensões da liquidez.

Tendo por base as ações ordinárias listadas nas bolsas NYSE, AMEX e NASDAQ de 1960 a 2003, Liu (2006) desenvolveu a medida denominada Volume Zero Padronizado, a qual capturaria múltiplas dimensões da liquidez, e mostrou-se altamente correlacionada com medidas de liquidez comumente utilizadas: *bid-ask spread*, *turnover* e *Return-to-Volume*.

Liu (2006), utilizando o mesmo procedimento metodológico de Fama e French (1993) e Carhart (1997) desenvolveu um modelo de precificação de dois-fatores: o prêmio de mercado e o prêmio de liquidez; que pode ser expresso, em termos de iliquidez, conforme segue:

$$R_i = r + \beta (R_m - r) + i \text{ (IML)} \quad (4)$$

sendo:

$R_i$ : retorno do ativo  $i$ ;

$r$ : taxa livre de risco;

$\beta$ : beta do ativo relação o retorno da carteira de mercado;

$R_m$ : retorno esperado da carteira de mercado;

$i$ : índice do ativo em relação ao prêmio de iliquidez;

IML: prêmio de iliquidez (*Illiquidity Minus Liquidity*).

Da aplicação do modelo de dois-fatores, Liu (2006) identificou que o fator liquidez tem forte e negativa correlação com o mercado, indicando que, no fraco desempenho da economia, há redução da liquidez e, portanto, os investidores requerem um prêmio pela iliquidez.

No mercado brasileiro, Bruni e Famá (1998) avaliaram a liquidez do mercado acionário utilizando as ações da BM&FBOVESPA de 1988 a 1997. Para verificar a dimensão de liquidez relacionada à quantidade de transações, os pesquisadores utilizaram como *proxy* o Índice de Negociabilidade da BM&FBOVESPA. Com essa *proxy*, Bruni e Famá (1998) identificaram uma associação negativa e significativa entre os retornos e a liquidez.

A pesquisa de Machado e Medeiros (2011), cuja amostra foram as ações da BM&FBOVESPA de 1995 a 2008, utilizou cinco *proxies* de liquidez na construção de um modelo de cinco-fatores. Esse modelo de cinco-fatores foi comparado ao CAPM, ao modelo de três-fatores e ao modelo de quatro-fatores. Em que pese a pesquisa de Machado e Medeiros (2011) não utilizar o modelo de dois-fatores, é significativa sua contribuição sobre a inclusão do efeito da liquidez em um modelo de precificação de ativos.

Machado e Medeiros (2011) concluem que, no período analisado, o *turnover* é a melhor *proxy* para liquidez e constatam a superioridade do modelo de cinco-fatores em comparação aos demais modelos de precificação de ativos.

Em sua tese, Mussa (2012) buscou identificar a existência de prêmio de liquidez no mercado acionário brasileiro utilizando várias *proxies* para liquidez. Naquela pesquisa foram analisadas todas as ações da BM&FBOVESPA de julho de 1995 a novembro de 2011 em uma avaliação *cross-section* dos retornos das carteiras de ações e foram utilizados os modelos CAPM, de dois-fatores de Liu (2006), de três-fatores de Fama e French (1993) e de quatro-fatores de Carhart (1997). Em suas conclusões, Mussa (2012) identifica o Índice de Negociabilidade da BM&FBOVESPA como a melhor *proxy* para a liquidez no mercado acionário brasileiro e a validade e superioridade do modelo de dois-fatores na explicação das variações *cross-section* dos retornos.

### **2.3 Anomalia de Ações de Baixo Risco**

Baker e Haugen (2012) são enfáticos, o pilar básico de finanças - o risco assumido é recompensado - é falho. O estudo compreendeu ações de 21 países desenvolvidos e 12 países emergentes no período de 1990 a 2011 e concluem que as ações de baixo risco apresentam performance superior às ações de alto risco em todos esses mercados. A performance da pesquisa foi medida pelo

excesso percentual do retorno e do índice de Sharpe das ações de baixo risco em relação às ações de maior risco.

Para os autores, os retornos das ações podem ser determinados por inúmeros fatores, inclusive o beta. Contudo, o beta tem se mostrado um fraco previsor e, usualmente, com o sinal invertido na relação risco-retorno.

Em seu trabalho sobre a teoria e evidência sobre o CAPM, Fama e French (2004) divulgam que os gestores dos fundos estão se concentrando em ações de baixo beta, de pequenas empresas e de valor que tendem a produzir retornos anormais superiores àqueles previstos no CAPM. Fama e French (2004) declaram que lecionam sobre o CAPM como uma introdução aos conceitos fundamentais da teoria de portfólios e de precificação de ativos, pois, no entender dos autores, apesar de sua simplicidade sedutora, problemas empíricos do CAPM provavelmente invalidam sua utilização em aplicações.

Em um amplo estudo sobre a AABR, abrangendo 55.600 ações de 20 países, Frazzini e Pedersen (2014) identificaram que uma aposta contra o beta produz significativos retornos ajustados ao risco e que, em restrições de financiamento, há inversão dos resultados na aposta contra o beta. Essa aposta contra o beta (*Betting Against Beta* - BAB) consiste na venda a descoberto de carteiras com beta alto e na compra de carteiras com beta baixo.

Outra constatação da pesquisa de Frazzini e Pedersen (2014) é que os investidores que possuem mais restrição de alavancagem ou de margem possuem carteiras com ações com beta superior a um, enquanto que os investidores com mais acesso a alavancagem têm preferência por ações com beta inferior a um. Em linha com o verificado por Black, Jensen e Scholes (1972), os autores identificaram que a linha de mercado de títulos é mais achatada do que a prevista pelo modelo CAPM.

Da mesma forma, o trabalho de Asness, Frazzini e Pedersen (2013) analisou ações de diferentes indústrias em 20 países de janeiro de 1926 a março de 2012 e identificou que a estratégia BAB proporciona resultados positivos tanto no mercado setorial quanto no global. Essa conclusão refuta o sentimento de que o sucesso de uma estratégia de baixo risco estaria associado aos retornos específicos de setoriais do mercado.

Segundo a crença de Baker, Bradley e Wurgler (2011), talvez a AABR seja a maior anomalia em finanças. Considerando o desempenho superior a

longo prazo das carteiras de baixo risco, dada a sua dimensão, a AABR desafia os alicerces do *trade-off* de risco-retorno.

Para os autores, que analisaram as ações de janeiro de 1968 a dezembro de 2008, esse desafio decorre do fato de que, em um mercado eficiente, os investidores esperam retornos acima da média se correrem riscos acima da média, portanto, ações arriscadas têm retornos elevados e ações seguras, não. Para Baker, Bradley e Wurgler (2011), essa conjectura não tem sido suportada historicamente pelas ações norte-americanas.

A pesquisa de Hong e Sraer (2012) conclui que os ativos com beta alto são mais propensos à especulação, tendo em vista serem mais sensíveis à discordância dos investidores sobre os fluxos de caixa. Devido à discordância de opiniões e às políticas de restrição, os investidores acabam sendo mais razoáveis em relação aos fluxos de caixa de ativos de baixo beta. Essa pesquisa avaliou ações norte-americanas no período de 1970 a 2010 e utilizou dados de prêmios de mercado disponíveis no sítio eletrônico do Prof. Kenneth French.

Blitz, Pang e Van Vliet (2013) estudaram a relação entre risco e retorno de ações em 30 diferentes mercados emergentes de dezembro de 1988 a dezembro de 2010, identificaram que a relação entre risco e retorno é mais plana, e as vezes negativa, que a teoria fundamental do CAPM. A metodologia de pesquisa consistiu na formação de cinco carteiras (quintis) montadas com base na volatilidade passada das ações e utilizaram três modelos de precificação para a determinação do alfa: o CAPM, o modelo de três fatores e o modelo de quatro fatores.

Da mesma forma, Blitz e Van Vliet (2007) identificaram que ações com baixa volatilidade obtêm retorno superiores ajustados ao risco. A pesquisa estudou os mercados norte-americano, europeu e japonês no período de 1986 a 2006. Para os pesquisadores, os investidores que têm acesso à alavancagem e busquem oportunidades de investimento de alto índice de Sharpe são os mais propensos a se beneficiarem dos retornos adicionais da baixa volatilidade.

Focando também na volatilidade, Dutt e Humphery-Jenner (2013) analisaram os preços diários de ações do período de 1990 a 2010 de quatro mercados: mercados emergentes da Ásia, mercados emergentes da Europa, países da América Latina e mercados emergentes (exceto Estados Unidos e Canadá). Em sua pesquisa, Dutt e Humphery-Jenner (2013) identificaram que

parte do retorno adicional de ações baixa volatilidade é atribuível ao desempenho operacional e que as ações de baixa volatilidade têm fortalecido o desempenho operacional futuro. Além disso, o desempenho operacional pode antecipar se a ação terá baixa volatilidade no futuro, e influenciar na relação entre retorno e volatilidade.

Amplamente discutido no mundo dos investimentos, o sucesso contínuo de Warren Buffet na administração de investimentos foi a base dos estudos de Frazzini, Kabiller e Pedersen (2013). Os pesquisadores consideram que o segredo do sucesso de Buffett é a sua preferência por ações baratas, seguras e de alta qualidade combinadas com o uso consistente de alavancagem para ampliar retornos.

Analisando ações de dezembro de 1925 e dezembro de 2011, Frazzini, Kabiller e Pedersen (2013) identificaram que o alfa obtido pelo fundo de investimentos de Buffet pode ser insignificante quando controlado para fatores como a AABR e "*quality minus junk*". Para os pesquisadores, o sucesso de Buffett não deve ser atribuído a sorte ou ao azar, mas em recompensa a implementação bem-sucedida de exposição a fatores que produzem retornos historicamente elevados.

Em que pese não tratar sobre a AABR, a pesquisa de Rostagno, Soares e Soares (2008) analisou 37 variáveis no intuito de estabelecer o perfil das carteiras ganhadoras e perdedoras entre 1995 e 2002 no mercado acionário brasileiro.

Para a análise de desempenho, foram montadas cinco carteiras (quintis) para cada uma das variáveis divididas em cinco grupos: oito medidas de risco, quatro medidas de liquidez, nove medidas de rentabilidade, seis medidas relacionadas a fatores técnicos e dez medidas relacionadas ao preço. Rostagno, Soares e Soares (2008) identificaram, quando analisaram as medidas de risco, uma inversão do beta de mercado entre o quintil das ações perdedoras e o quintil das vencedoras, ou seja, as ações que alcançaram maior retorno foram as que apresentaram menor risco sistemático, ou seja, resultado consistente com a existência da AABR.

Em pesquisa nacional sobre o tema, Rubesam e Beltrame (2013) compararam os resultados de carteiras de variância mínima com: o IBOVESPA, uma carteira igualmente ponderada, uma carteira formada através da

maximização da razão de Sharpe e uma carteira formada através da maximização da média geométrica dos retornos.

Utilizando as informações das ações negociadas no mercado brasileiro de junho de 1998 a junho de 2011, os pesquisadores identificaram que as carteiras de variância mínima apresentam retornos maiores e volatilidades menores do que os outros modelos de referência. Rubesam e Beltrame (2013) destacam que as ações que compõem as carteiras de variância mínima possuem beta baixo e tendem a não estarem inclusas no IBOVESPA.

A dissertação de Gomes (2012) trata sobre a existência e os impactos do prêmio pela liquidez no Brasil, entretanto, umas das constatações nos portfólios analisados é que as carteiras que apresentam maiores retornos têm menor volatilidade, justamente o oposto do que o que a teoria de CAPM sugere. A pesquisa analisou as ações listadas na BM&FBOVESPA no período de outubro de 1999 a dezembro de 2011.

O trabalho de Simon (2013) é a única pesquisa com intuito declarado de verificar a presença da AABR no mercado acionário brasileiro. Analisando as ações listadas na BM&FBOVESPA no período de 1995 a 2012, o autor utilizou a estratégia de montar cinco carteiras (quintis) com base no coeficiente beta do CAPM. Os betas foram estimados com base nos retornos diários dos 750 dias anteriores à data de formação das carteiras, as quais foram retidas pelo período de 250 dias. Simon (2013) identificou que as carteiras de menor beta tiveram retorno superior a de maior beta em 80% dos dias testados. Contudo, os excessos dos retornos das carteiras de baixo beta não se mostraram estatisticamente significantes àqueles verificados nas carteiras de alto beta.

### 3 METODOLOGIA

A metodologia adotada nesse estudo sobre AABR (anomalia de ações de baixo risco) consiste em determinar o resultado em apostar contra o coeficiente beta. Para esse fim, adotou-se a estratégia *buy-and-hold return* (BAHR). Tradicionalmente, essa estratégia consiste em comprar ações de empresas sólidas no mercado e com boas perspectivas de crescimento e mantê-las no portfólio por um longo prazo, visando à maximização dos lucros e corte de gastos como transações e imposto de renda. Para os fins dessa pesquisa, a utilização da estratégia BAHR tem intuito de mensurar a diferença do retorno de portfólios construídos com determinados parâmetros.

Como parte inicial da estratégia, foram determinados os coeficientes betas com base nas regressões dos modelos de precificação de ativos (CAPM, dois fatores, três fatores, quatro fatores e cinco fatores) em diferentes períodos de estimação. Os coeficientes betas resultantes das regressões foram ordenados do menor ao maior. As ações foram separadas em quintis (carteiras), onde os ativos correspondentes aos 20% menores betas formaram a carteira Q1, e os ativos correspondentes aos 20% maiores betas formaram a carteira Q5. Após a formação com base nos coeficientes betas, as carteiras tiveram seus resultados mensurados ao final do período de retenção.

Os processos necessários para a estimação dos betas, formação das carteiras e mensuração dos resultados foram realizados com a utilização da linguagem de programação R (R Development Core Team, 2010).

Essa linguagem permitiu a automatização dos procedimentos para as quarenta estratégias de carteiras, formadas pela combinação de: (i) dois períodos de mensuração dos betas, (ii) quatro períodos de retenção de carteiras e (iii) cinco modelos de precificação de ativos. A utilização da linguagem de programação R facilitou a realização de 523.080 regressões para determinação dos coeficientes betas e montagem das carteiras, a determinação de 18.600 cálculos de retornos das carteiras e a apuração de 74.400 medidas de performance. A realização dos testes e compilação dos dados demandou o tempo aproximado de 27 horas de processamento. Esse tópico descreve a metodologia utilizada para a consecução dos objetivos de pesquisa. São apresentados nos subitens seguintes os procedimentos adotados para definição

de amostra, coleta e tratamento de dados, bem como a definição da sistemática de testes a serem aplicados.

### 3.1 Amostra e Coleta dos Dados

As ações listadas na BM&FBOVESPA entre janeiro de 2001 e dezembro de 2013 constituem a população utilizada nessa pesquisa. Os dados relativos aos preços diários das ações foram coletados da base de dados Economática (2014), empresa que consolida informações diversas sobre ativos negociados em bolsas de valores, incluindo a Bolsa de Valores de São Paulo.

Nessa pesquisa foram consideradas cotações de encerramento ajustadas para proventos. As cotações dos ativos foram consideradas na determinação dos coeficientes betas utilizados na construção das carteiras no período de estimação e para o cálculo dos retornos das carteiras no período de retenção.

O prêmio pelo fator mercado foi determinado em função do excesso de retornos mensais logarítmicos do índice *proxy* para a carteira de mercado (IBOVESPA), conforme descrito adiante, sendo que as informações de tal índice foram obtidas da base de dados Economática (2014).

As informações relativas aos prêmios pelos fatores de tamanho, valor, momento e iliquidez foram obtidas da base de dados NEFIN, centro brasileiro de pesquisas econômicas e finanças da Universidade de São Paulo. Tendo em vista que as informações dessa base de dados são apresentadas em retornos diários ( $r_t = (P_t / P_{t-1}) - 1$ ), foram determinados os índices mensais e, posteriormente, calculados os retornos logarítmicos dos referidos prêmios.

### 3.2 Estimação dos Coeficientes Beta

A estimação dos coeficientes betas ( $\beta$ ) foi efetuada com a utilização das equações de regressão, apresentadas no Quadro 1, e foram baseadas em cinco modelos de precificação de ativos.

A teoria que fundamenta o modelo CAPM indica que a expectativa de retorno de determinado ativo é uma função linear da expectativa de retorno de mercado, representado pelo coeficiente beta.

Ross (1976) desenvolveu a teoria do modelo de *Arbitrage Pricing Theory* (APT), em alternativa ao modelo do CAPM. A principal diferença entre eles é que o APT pressupõe que os retornos dos ativos são gerados por uma série de fatores. Os demais modelos de precificação utilizados nessa pesquisa decorrem da APT.

A pesquisa de Liu (2006) sugere que o retorno dos ativos é determinado em função do prêmio de mercado e do prêmio de iliquidez, configurando-se em um modelo de 2-fatores.

#### Quadro 1 - Equações de Regressão dos modelos de precificação de ativos utilizados na pesquisa

O quadro abaixo detalha os quatro modelos utilizados na presente pesquisa, quais sejam: CAPM, 2-fatores de Liu (2006), 3-fatores de Fama e French (1993) e 4-fatores de Carhart (1997) e 5-fatores.

Modelos	Fórmulas/Variáveis
CAPM	$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$ <p>onde:  <math>R_{i,t}</math>: retorno do ativo i no mês t;  <math>r_{f,t}</math>: retorno do ativo livre de risco no mês t;  <math>R_{m,t}</math>: retorno do proxy da carteira de mercado no mês t.</p>
2-fatores Liu (2006)	$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - r_{f,t}) + l (LIQ_t) + \epsilon_{i,t}$ <p>onde:  <math>LIQ_t</math>: prêmio de iliquidez no mês t.</p>
3-fatores Fama e French (1993)	$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - r_{f,t}) + s (SMB_t) + h (HML_t) + \epsilon_{i,t}$ <p>onde:  <math>SMB_t</math>: prêmio pelo fator tamanho no mês t;  <math>HML_t</math>: prêmio pelo fator B/M no mês t.</p>
4-fatores Carhart (1997)	$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - r_{f,t}) + s (SMB_t) + h (HML_t) + w (WML_t) + \epsilon_{i,t}$ <p>onde:  <math>WML_t</math>: prêmio pelo fator momento no mês t.</p>
5-fatores	$R_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - r_{f,t}) + s (SMB_t) + h (HML_t) + w (WML_t) + l (LIQ_t) + \epsilon_{i,t}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo de 3-fatores decorre da pesquisa de Fama e French (1993) e indica que, além do prêmio de mercado, os retornos dos ativos estão

relacionados com os prêmios pelo tamanho e pelo fator B/M (valor contábil / valor de mercado).

A inclusão de prêmio pelo fator momento, além dos prêmios do modelo de 3-fatores, decorre do trabalho de Carhart (1997), configurando em um modelo de quatro-fatores.

Essa pesquisa, além dos modelos já descritos, considerou um modelo de 5-fatores, contemplando as variáveis independentes utilizadas nesse estudo: mercado, tamanho, B/M, momento e liquidez.

Esse modelo de 5-fatores foi adotado na pesquisa de Machado e Medeiros (2011), que identificou que a inclusão da liquidez no modelo de 4-fatores revelou uma superioridade do modelo de 5-fatores em relação aos modelos de 4-fatores, 3-fatores e CAPM.

### **3.3 Variáveis Independentes**

Conforme demonstrando no tópico anterior, para a estimação dos coeficientes betas foram utilizadas regressões em diferentes modelos de precificação de ativos, onde o excesso de retorno do ativo é a variável dependente, e os prêmios relativos aos efeitos de mercado, tamanho, B/M, momento e liquidez são as variáveis independentes.

#### **3.3.1 Fator Mercado**

O fator mercado foi determinado em função dos excessos de retorno do *proxy* da carteira de mercado, que nesse estudo é o índice IBOVESPA. Os excessos foram determinados pela diferença entre o retorno mensal logarítmico do índice IBOVESPA e a taxa livre de risco que, nessa pesquisa, é o retorno mensal do CDI para 252 dias.

Conforme os resultados obtidos por Volpe (2010), em estudo sobre o melhor *proxy* para a carteira de mercado brasileira, não é possível destacar uma melhor aproximação à carteira de mercado entre o IBOVESPA, o IBrX, o FGV-100, um índice de carteira ponderada pelo valor e um índice de carteira igualmente ponderada.

Destaca o pesquisador que, no período de 1996 a 2009, apesar dos diferentes critérios de seleção e ponderação, os retornos dos índices são bastante correlacionados. Dessa forma, a presente pesquisa utiliza somente o IBOVESPA como *proxy* para a carteira de mercado.

### 3.3.2 Fator Tamanho (*Small minus Big* - SMB)

O fator tamanho (*Small Minus Big* - SMB) é o retorno excedente de uma posição comprada em carteira de ações com valor de mercado baixo (*Small*) em relação a uma posição vendida em uma carteira de ações com capitalização de mercado elevada (*Big*).

Todo mês de janeiro do ano  $t$ , as ações elegíveis foram classificadas de acordo com sua capitalização de mercado em dezembro do ano  $t-1$ , e separadas em três quantis, formando três carteiras igualmente ponderadas. Após, foram calculados os retornos mensais da primeira carteira (*Small*) e da terceira carteira (*Big*). Nessa pesquisa, o efeito tamanho (SMB) é determinado pela diferença entre o retorno mensal da carteira *Small* menos o retorno mensal da carteira *Big*.

### 3.3.3 Fator Valor (*High minus Low* - HML)

O fator valor (*High minus Low* - HML) é o retorno excedente de uma posição comprada em carteira de ações com alto índice Valor Contábil/Valor de Mercado (VC/VM ou B/M, do inglês *Book-to-Market*) em relação a uma posição vendida em carteira de ações com baixo índice B/M.

Todo mês de janeiro do ano  $t$ , as ações elegíveis foram classificadas de acordo com seu índice B/M em junho do ano  $t-1$ , e separadas em três quantis, formando três carteiras igualmente ponderadas. Após, foram calculados os retornos mensais igualmente ponderados da primeira carteira (*High*) e da terceira carteira (*Low*). Nessa pesquisa, o efeito valor (HML) é determinado pela diferença entre o retorno mensal da carteira *High* menos o retorno mensal da carteira *Low*.

### 3.3.4 Fator Momento (Winners minus Losers - WML)

O fator momento (*Winners minus Losers* - WML) é o retorno excedente de uma posição comprada em carteira de ações com alto retornos passados (*Winners*) em relação a uma posição vendida em carteira de ações com baixos retornos passados (*Losers*).

Em cada mês  $t$ , as ações elegíveis foram classificadas de acordo com seus retornos acumulados entre  $t-12$  e  $t-2$ , e separadas em três quantis, formando três carteiras igualmente ponderadas. Após, foram calculados os retornos mensais da primeira carteira (*Winners*) e da terceira carteira (*Losers*). Nessa pesquisa, o efeito momento (WML) é determinado pela diferença entre o retorno mensal da carteira *Winners* menos o retorno mensal da carteira *Losers*.

### 3.3.5 Fator Iliquidez

O fator iliquidez (*Illiquidity minus Liquidity* - IML) é o retorno excedente de uma posição comprada em carteira de ações com alto índice de iliquidez (*Illiquidity*) em relação a uma posição vendida em carteira de ações com baixo índice de iliquidez (*Liquidity*).

O índice de iliquidez, calculado conforme o trabalho de Acharya e Pedersen (2005), demonstra o movimento do preço de uma ação em resposta ao seu volume negociado ponderado pela capitalização de mercado. O índice de iliquidez ( $ILLIQ_t^i$ ) foi construído com a seguinte equação:

$$ILLIQ_t^i = \frac{1}{Dias_t^i} \sum_{t=1}^{Dias_t^i} \frac{|r_{td}^i|}{\left(\frac{v_{td}^i}{P_{t-1}^M}\right)} \quad (5)$$

onde:

$Dias_t^i$ : número de dias que a ação  $i$  foi negociada no mês  $t$ ;

$r_{td}^i$ : retorno da ação  $i$  no dia  $d$  no mês  $t$ ;

$v_{td}^i$ : volume negociado da ação  $i$  no dia  $d$  no mês  $t$ ;

$P_{t-1}^M$ : razão da capitalização do mercado entre mês  $t-1$  e fim de janeiro de 2000.

Em cada mês  $t$ , as ações elegíveis foram classificadas de média dos índices de iliquidez nos 12 meses anteriores, e separadas em três quantis, formando três carteiras igualmente ponderadas. Após, foram calculados os retornos mensais da primeira carteira (*Illiquidity*) e da terceira carteira (*Liquidity*). Nessa pesquisa, o efeito iliquidez (IML) é determinado pela diferença entre o retorno mensal da carteira *Illiquidity* menos o retorno mensal da carteira *Liquidity*.

### 3.4 Estrutura de Montagem das Carteiras

Conforme indicado no tópico introdutório à metodologia, nessa pesquisa foi utilizada a estratégia *buy and hold return* (BAHR), que para os fins dessa pesquisa, consistiu em **compor as carteiras** de ações com base nos coeficientes betas apurados conforme os **procedimentos de mensuração** e apurar os retornos das carteiras após transcorrido o **período de retenção**.

#### 3.4.1 Procedimentos de Mensuração

Os excessos dos retornos mensais das ações foram determinados pela diferença entre o retorno mensal da ação e a taxa livre de risco que, nessa pesquisa, é o retorno mensal do CDI para 252 dias. Para a obtenção dos retornos mensais dos ativos foram consideradas as cotações dos ativos no primeiro dia de negociação de cada mês no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2013. Quando não houve negociação logo no início do mês, uma tolerância de cinco dias de negociação foi aplicada. As ações que não satisfizeram esse critério de seleção em 100% de cada período de mensuração foram excluídas da amostra.

Os retornos mensais dos ativos ( $R_{i,t}$ ) foram determinados pelos retornos mensais logarítmicos das ações, conforme abaixo, utilizando a cotação de fechamento ajustada para proventos no início de cada mês:

$$R_{i,t} = \ln ( \text{cotação}_{(t+1)} / \text{cotação}_{(t)} ) \quad (6)$$

Para a determinação dos coeficientes beta, foram utilizados os modelos de precificação de ativos descritos anteriormente. Os excessos de retornos

mensais das ações são as variáveis dependentes em todos modelos, e os prêmios pelos fatores de mercado, de tamanho, B/M, momento e de iliquidez são as variáveis independentes. Os coeficientes betas dos ativos foram determinados em uma base móvel mensal, portanto, as ações que constaram em uma carteira no mês  $t$  podem não estarem na mesma carteira no mês  $t+1$ .

No que se refere ao período de estimação dos betas, os resultados encontrados por Daves, Ehrhardt e Kunkel (2000) mostram que o período de estimação de três anos captura a maior redução no erro padrão de estimação comparando períodos entre um e oito anos. Por outro lado, o trabalho de Bradfield (2003) considera que seleção de um período de cinco anos otimiza o *trade-off* entre o tamanho de amostra (grande o suficiente para permitir a estimativa razoavelmente eficiente) e o período de tempo (curto, mas suficientemente longo para que a versão do beta subjacente possa ser considerada como estável).

Nessa pesquisa, foram utilizados, como **períodos de estimação**, o prazo de 3 e 5 anos, representando 36 e 60 observações de retornos mensais respectivamente.

#### 3.4.2 Montagem das Carteiras

Considerando os procedimentos de estimação tratados na seção anterior, os coeficientes betas foram estimados considerando 5 modelos de precificação de ativos e 2 períodos de estimação, cuja combinação, representa 10 modelos de montagem de carteiras. Em cada modelo de montagem de carteira, os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As ações que tiveram os 20% menores coeficientes betas formaram a carteira Q1. As ações que estavam entre os 20% menores e os 40% menores coeficientes betas formaram a carteira Q2.

Esse procedimento foi repetido até a montagem da carteira Q5, que considerava as ações com os 20% maiores coeficientes beta. As carteiras foram montadas considerando uma aplicação de R\$ 1 mil, divididos igualmente entre os ativos que compuseram as carteiras de cada quintil.

### 3.4.3 Período de Retenção

Para a identificação da AABR, as carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. A opção dos períodos de retenção tem intuito de verificar se a AABR é persistente em diferentes períodos de retenção das carteiras. Ao final de cada período foi determinado o retorno logarítmico da carteira calculado entre a data de montagem e o final do período de retenção.

Nas hipóteses em que o ativo constante da carteira não tenha sido negociado na data final do período de cotação utilizou-se o método de Repetição da Última Cotação (RUC) que consiste em atribuir, para a data na qual a ação da empresa não foi negociada, o preço do último dia em que houve negócio. Em que pese o método RUC, conforme estudo de Serra e Martelanc (2013), ter a característica de enviesar as estimações de beta para baixo, esse método não foi utilizado para as estimações de beta, somente para determinação dos retornos das carteiras.

## 3.5 Teste da Anomalia

Em essência, a AABR consiste em anomalia em que uma posição de baixo risco obtém retornos superiores a uma posição de alto risco. Os testes para identificação da AABR no presente trabalho consistiram na análise comparativa entre os resultados das carteiras de baixo beta (Q1) e os resultados das carteiras de alto beta (Q5) em todas as estratégias de montagem de carteiras. Para a comparação dos resultados das carteiras foram utilizadas quatro medidas de performance: (i) retorno, (ii) Índice de Sharpe (IS), (iii) Índice de Treynor (IT) e (iv) Alfa de Jensen (AJ).

O retorno, mais simples e talvez mais utilizado índice de performance, foi calculado pela diferença entre o retorno médio da carteira de baixo beta (Q1) e o retorno médio da carteira de alto beta (Q5) em cada uma das estratégias de montagem de carteiras.

O índice desenvolvido por Sharpe (1966) ao analisar fundos de investimento no mercado norte-americano de 1954 a 1963, consiste em comparar os fundos com uma medida estabelecida pela razão entre o excesso de retorno do fundo e o risco total fundo, correspondente ao seu desvio-padrão.

O excesso de retorno foi obtido ao diminuir o retorno do ativo livre de risco do retorno do fundo. Nessa pesquisa, o Índice de Sharpe (IS) pode ser expresso com a seguinte equação:

$$IS_{Qn} = \frac{R_{Qn} - r_f}{\sigma_{Qn}^2} \quad (7)$$

onde:

$IS_{Qn}$ : índice de Sharpe para a carteira  $Qn$ ;

$R_{Qn}$ : retorno realizado da carteira  $Qn$ ;

$r_f$ : retorno do ativo livre de risco;

$\sigma_{Qn}^2$ : desvio-padrão dos retornos da carteira  $Qn$ .

Quase que concomitante e com a mesma amostra de pesquisa, Treynor desenvolveu um índice semelhante ao de Sharpe. (MILANI; CERETTA, 2012). No Índice de Treynor (IT), diferentemente do modelo de Sharpe, a medida de risco utilizada foi o risco sistemático da carteira, definido pelo seu beta.

Ressalte-se que, tendo em vista a utilização de vários modelos de precificação de ativos, o beta no cálculo do IT de cada estratégia utilizada na pesquisa é o coeficiente do prêmio de mercado em cada um dos modelos de precificação de ativos. Dessa forma, o Índice de Treynor (IT) pode ser expresso com a seguinte equação:

$$IT_{Qn} = \frac{R_{Qn} - r_f}{\beta_{Qn}} \quad (8)$$

onde:

$IT_{Qn}$ : índice de Treynor para a carteira  $Qn$ ;

$R_{Qn}$ : retorno realizado da carteira  $Qn$ ;

$r_f$ : retorno do ativo livre de risco;

$\beta_{Qn}$ : coeficiente beta da carteira  $Qn$ .

Em essência, a principal informação do Índice de Sharpe (IS) e do Índice de Treynor (IT) que permite a comparabilidade entre carteiras é o retorno por unidade de risco de cada carteira, quer seja o risco total (desvio-padrão, no IS) ou o risco sistemático (beta, no IT).

Jensen (1968) desenvolveu uma medida, conhecida como Alfa de Jensen (AJ), em uma adaptação do modelo CAPM e, em essência, mede a diferença entre o retorno esperado e o retorno realizado e pode ser expresso da seguinte forma:

$$R_{Qn} - r_f = \alpha + \beta_{Qn} (R_m - r_f) + \epsilon_{Qn} \quad (9)$$

Considerando que o erro residual ( $\epsilon_{Qn}$ ) tende a zero, a equação pode ser rearranjada conforme segue:

$$\alpha = (R_{Qn} - r_f) - (\beta_{Qn} (R_m - r_f)) \quad (10)$$

onde:

$\alpha$ : Alfa de Jensen;

$R_{Qn}$ : retorno realizado da carteira  $Qn$ ;

$r_{f,t}$ : retorno do ativo livre de risco no mês  $t$ ;

$\beta_{Qn}$ : coeficiente beta da carteira  $Qn$ ;

$R_m$ : retorno futuro do proxy da carteira de mercado.

Tendo em vista a utilização de vários modelos de precificação de ativos, os cálculos do Alfa de Jensen de cada modelo foram realizados mediante o rearranjo das fórmulas demonstradas no Quadro 1 da seção 3.2.

## 4 ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS

No presente capítulo, apresenta-se a análise dos dados e resultados decorrentes da aplicação da metodologia apresentada no capítulo anterior. Tal análise contempla a estatística descritiva das variáveis independentes, a correlação entre betas históricos e futuros e as avaliações de performance das carteiras. Ao final, destaca-se a síntese comparativa dos resultados verificados.

### 4.1 Estatística Descritiva das Variáveis Independentes

Conforme indicado na seção Metodologia, as mensurações dos betas foram efetuadas tendo como variável dependente os retornos mensais das ações listadas na BM&FBOVESPA entre janeiro de 2001 e dezembro de 2013, portanto, para cada ativo foram analisadas 156 observações mensais.

A quantidade de carteiras em cada estratégia é uma função do período de mensuração dos betas e do período de retenção das carteiras para avaliação dos resultados. Tendo em vista os períodos de mensuração e retenção utilizados nessa pesquisa, a quantidade de carteiras por estratégia pode ser demonstrada conforme o Quadro 2.

Quadro 2 - Quantidade de carteiras por estratégia de mensuração e retenção de carteiras

*A quantidade de carteiras em cada estratégia é determinada pela quantidade de observações mensais diminuída dos meses do período de mensuração e dos meses do período de retenção das carteiras.*

<b>Estratégia</b>	<b>Quantidade de Observações</b>	<b>Período de Mensuração</b>	<b>Período de Retenção</b>	<b>Quantidade de Carteiras</b>
3y06m	156	36	6	114
3y12m	156	36	12	108
3y18m	156	36	18	102
3y24m	156	36	24	96
5y06m	156	60	6	90
5y12m	156	60	12	84
5y18m	156	60	18	78
5y24m	156	60	24	72

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva e os coeficientes de correlação entre as variáveis independentes dos cinco modelos de precificação de ativos, ou seja, a correlação de cada variável explicativa com ela mesma e com as demais variáveis.

Tabela 1 - Estatística descritiva e correlação das variáveis independentes e Fator de Inflação de Variância (FIV)

<b>Estatística Descritiva</b>	<b>IBOV</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>IML</b>
Média	(0,003176)	0,001508	0,005443	0,009437	0,002765
Erro padrão	0,006146	0,003913	0,003565	0,004512	0,003780
Mediana	(0,005666)	0,000541	0,004241	0,015206	0,006138
Desvio padrão	0,076766	0,048871	0,044522	0,056349	0,047211
Variância da amostra	0,005893	0,002388	0,001982	0,003175	0,002229
Mínimo	(0,275528)	(0,220191)	(0,150029)	(0,291502)	(0,148551)
Máximo	0,174687	0,169886	0,140122	0,128387	0,129860
Soma	(0,495426)	0,235187	0,849096	1,472099	0,431415
<b>Correlação</b>	<b>IBOV</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>IML</b>
IBOV	1,000000				
SMB	0,261472	1,000000			
HML	0,023720	0,107041	1,000000		
WML	(0,498865)	(0,414634)	0,017734	1,000000	
IML	(0,090741)	0,711030	0,193519	(0,116845)	1,000000
FIV	1,512536	2,863920	1,049316	1,530955	2,537630

Fonte: Elaborado pelo autor

Além da correlação entre as variáveis independentes, a Tabela 1 apresenta o resultado do teste de Fator de Inflação de Variância (FIV) para análise da multicolinearidade das variáveis.

Para Gujarati e Portert (2011, p. 330), a multicolinearidade pode ser expressa como situação em que há uma relação linear exata ou aproximadamente exata entre as variáveis explanatórias, sendo a multicolinearidade um fenômeno da amostra.

Um dos pressupostos básicos do modelo de regressão é que não haja multicolinearidade, pois a existência de tal relação dificulta a estimação dos coeficientes dos regressores.

O teste de FIV consiste em realizar uma regressão considerando que uma das variáveis seria a variável dependente e tendo as demais variáveis como variáveis independentes. O  $R^2$  desta regressão é aplicado a fórmula  $FIV = 1 / (1 - R^2)$ . Quanto menor o  $R^2$  (em número decimal), maior o denominador no teste FIV. Dessa forma, na hipótese de  $R^2$  igual a zero, o FIV será igual a 1 indicando a ausência de multicolinearidade.

Conforme indica Gujarati e Portert (2011, p. 348), tem-se como regra prática que uma variável é altamente colinear quando o FIV for superior a 10, estabelecendo a necessidade de medidas corretivas.

Conforme pode ser observado na Tabela 1, exceto pela correlação entre SMB e IML, os coeficientes de correlação são inferiores a 0,5, indicando a baixa correlação entre as variáveis independentes. Nesse mesmo sentido, todos os FIVs das variáveis são inferiores a 10, indicando a baixa multicolinearidade das variáveis.

#### 4.1.1 Análise dos Coeficientes Betas Históricos (Prêmio de Mercado)

As tabelas constantes do Apêndice A apresentam as estatísticas descritivas dos coeficientes betas históricos, relativos à variável independente de prêmio de mercado, obtidos pela aplicação das equações de regressões dos cinco modelos de precificação de ativos, referidas no Quadro 1 na seção 3.2. Conforme demonstrado na seção de Metodologia, há quarenta estratégias de carteiras decorrentes da combinação de: (i) dois períodos de mensuração de betas (3 ou anos), (ii) quatro períodos de retenção das carteiras (6, 12, 18 ou 24 meses) e (iii) cinco modelos de precificação de ativos (CAPM, Dois Fatores, Três Fatores, Quatro Fatores e Cinco Fatores).

Em todas estratégias utilizadas com os modelos CAPM, Três Fatores e Quatro Fatores, a média dos betas históricos só foi superior a 1 na Q5, carteira com formadas com os 20% maiores betas em cada período de mensuração.

Em cinco das oito estratégias utilizadas com o modelo de Dois Fatores, a média dos betas históricos foi superior a 1 nas carteiras Q4 e Q5. Já no modelo de Cinco Fatores, apenas duas das oito estratégias tiveram betas históricos superior a 1 nas carteiras Q4 e Q5, as demais estratégias tiveram beta superior a 1 somente na carteira Q5.

Os modelos de Dois e Cinco Fatores são os únicos modelos que incluem a iliquidez entre as variáveis independentes. Analisando as médias dos betas histórico das carteiras, pode-se verificar que, em todos modelos de precificação, a diferença entre os betas históricos médios da Q5 e da Q1 é diretamente relacionada à quantidade de carteiras em cada estratégia. Essa diferença é superior a 1 em todas as estratégias com período de mensuração de 3 anos, e inferior a 1 em todas com período de mensuração de 5 anos.

O maior efeito dessa diferença é identificado no modelo de Cinco Fatores. Na estratégia de 5y24m (com 72 carteiras, conforme indicado no Quadro 2), a diferença entre o beta histórico médio da Q5 e o da Q1 é de 0,881369, enquanto que na estratégia 3y06m (com 114 carteiras, conforme indicado no Quadro 2) essa diferença é de 1,145224.

Diferentemente do identificado por Simon (2013), a Q5 de nove das quarenta estratégias possíveis apresentaram betas históricos com desvio-padrão superior a 10%. Sendo que dessas nove carteiras, quatro são do modelo CAPM, quatro do modelo de Dois Fatores e um do modelo de Cinco Fatores. Todas no prazo de estimação de betas de três anos.

#### 4.1.2 Coeficientes das Demais Variáveis Independentes

As tabelas constantes do Apêndice B apresentam as estatísticas descritivas dos coeficientes das demais variáveis independentes, quais sejam: fator tamanho, fator valor, fator momento e fator iliquidez, nos cinco modelos de precificação de ativos considerados nessa pesquisa.

Conforme já mencionado na seção sobre Metodologia, os fatores de tamanho (SMB) e valor (HML) são considerados nos modelos de Três, Quatro e Cinco Fatores. O fator associado ao momento (WML) somente é considerado nos modelos de Quatro e Cinco Fatores, enquanto que o fator de iliquidez é utilizado nos modelos de Dois e Cinco Fatores.

No que se refere ao fator tamanho (SMB), pode-se notar que os coeficientes associados ao fator SMB são maiores para a carteira Q5 em todas as estratégias dos modelos de Três e Quatro Fatores. Enquanto que, nas estratégias do modelo de Cinco Fatores, as carteiras Q1 têm os maiores

coeficientes do fator SMB em relação às demais carteiras. Saliente-se, também, que nenhuma das carteiras Q1 possuem os menores coeficientes do fator SMB.

Na comparação entre os coeficientes das carteiras de baixo beta (Q1) e as carteiras de alto beta (Q5), exceto nas estratégias do modelo de Cinco Fatores, os coeficientes SMB das carteiras Q5 são superiores aos das carteiras Q1.

Diferentemente do identificado no fator tamanho, as carteiras Q5 possuem os menores coeficiente de fatores de valor (HML) em todas as estratégias, enquanto que as carteiras Q2 possuem os maiores coeficientes em todas as estratégias. Em todas as estratégias analisadas, os coeficientes HML das carteiras Q1 são superiores aos coeficientes das carteiras Q5.

As carteiras Q5 possuem os maiores coeficientes associados ao fator momento (WML) em treze das dezesseis estratégias, enquanto que as carteiras Q1 possuem os menores coeficientes em sete estratégias. Na comparação direta entre as carteiras Q1 e Q5, os coeficientes WML das carteiras Q5 são superiores em todas as estratégias.

Em uma relação direta ao beta (coeficiente do fator de mercado), as carteiras Q5 (maiores betas) possuem os maiores coeficientes associados ao fator iliquidez em todas as estratégias e modelos, enquanto que as carteiras Q1 possuem os menores coeficiente de iliquidez.

#### **4.2 Betas Futuros e Correlação com Betas Históricos**

Em cada estratégia de montagem e acompanhamento de carteiras foram medidos os retornos logarítmicos mensais durante o período de retenção das carteiras. Tendo por base esses retornos logarítmicos mensais, mensurados após a data de formação da carteira, foram estimados os coeficientes betas em cada modelo de precificação correspondente. Nessa pesquisa, esses coeficientes betas são denominados de betas futuros. As tabelas constantes do Apêndice C apresentam as estatísticas descritivas dos betas futuros para cada modelo de precificação de ativos analisado nessa pesquisa.

Diferentemente do identificado por Simon (2013), a maioria das carteiras não apresentaram betas futuros com significância estatística a 1%. A determinação dos betas futuros por Simon (2013) utilizou os retornos de 250

dias, quantidade de observações significativamente maior que o máximo de 24 observações mensais utilizadas nessa pesquisa.

Considerando que, em cada modelo de precificação, há oito estratégias de carteiras e cinco carteiras por estratégias, cada modelo totaliza de quarenta tipos de carteiras. Nos modelos CAPM e de Dois Fatores, somente em sete dos quarenta tipos de carteiras apresentaram betas futuros com significância estatística a 1%.

O modelo de Três Fatores teve betas futuros com significância a 1% em cinco dos quarenta tipos de carteira, enquanto que os modelos de Quatro e Cinco Fatores tiveram betas futuros com significância a 1% em apenas três e quatro carteiras, respectivamente. Não obstante, ao comparar as janelas de retenção de 6 e de 24 meses em todos os modelos de precificação, é possível inferir que a significância estatística dos betas futuros aumenta quando ampliado o número de observações para estimação dos betas futuros.

A Tabela 2 apresenta os resultados da correlação entre os betas históricos e os betas futuros. Em todas as estratégias, a ampliação do período de mensuração dos betas de 3 para 5 anos diminui o coeficiente de correlação entre os betas históricos e os betas futuros. A existência de alta correlação entre os betas futuros e os betas históricos, conforme demonstrada nos resultados da Tabela 2, permite inferir que os betas históricos são bons estimadores para os betas futuros.

Os coeficientes betas futuros foram determinados com base nos retornos mensais das carteiras determinados no período de retenção respectivo. Por exemplo, os betas futuros foram estimados com seis observações mensais nas carteiras com estratégia de retenção de seis meses.

Considerando as janelas de retenção das carteiras, os betas futuros foram estimados com, no máximo 24 observações mensais.

A Tabela 2 demonstra que, na maioria das estratégias, o coeficiente de correlação entre beta histórico e beta futuro é superior nas estratégias que têm prazo de retenção das carteiras igual a 24 meses. Desta forma, é possível inferir que, na maioria das estratégias para a amostra analisada, quanto menor a diferença de período entre a janela de mensuração dos betas históricos e a janela de retenção (utilizada para a mensuração dos betas futuros), maior o coeficiente de correlação entre os betas históricos e futuros.

Tabela 2 - Estatística descritiva da correlação entre os betas históricos e os betas futuros das carteiras

Foram utilizados os cinco modelos de precificação de ativos para obtenção dos coeficientes betas de mercado e para a determinação dos betas futuros. Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. Os betas futuros foram determinados pela regressão dos retornos logarítmicos mensais mensurados durante os períodos de retenção das carteiras.

Modelo	Retenção	3 anos					5 anos				
		Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão
CAPM	06m	(0,519042)	0,997047	0,892784	0,759195	0,333342	(0,870449)	0,998388	0,847528	0,570311	0,522095
	12m	(0,591220)	0,991453	0,916014	0,753951	0,381141	(0,946515)	0,998804	0,867846	0,528602	0,612179
	18m	(0,622734)	0,991020	0,909067	0,795447	0,326420	(0,903261)	0,997790	0,830561	0,538146	0,621956
	24m	(0,861063)	0,996631	0,930378	0,796139	0,343844	(0,941177)	0,997985	0,852200	0,471692	0,623240
Dois Fatores	06m	(0,633587)	0,999215	0,834168	0,652759	0,438391	(0,950886)	0,987181	0,783052	0,514383	0,558335
	12m	(0,557745)	0,989056	0,901850	0,729907	0,385306	(0,888407)	0,997737	0,803834	0,493370	0,583861
	18m	(0,783456)	0,998413	0,908027	0,765415	0,345679	(0,915267)	0,994857	0,799793	0,497088	0,633082
	24m	(0,839086)	0,998723	0,938804	0,784444	0,361676	(0,944623)	0,995944	0,830149	0,455514	0,633688
Três Fatores	06m	(0,774152)	0,999348	0,861692	0,698431	0,386303	(0,901158)	0,982231	0,754580	0,574603	0,505187
	12m	(0,425560)	0,998046	0,883117	0,775452	0,286909	(0,892690)	0,994763	0,799832	0,540458	0,541025
	18m	(0,310372)	0,996455	0,907416	0,824444	0,222185	(0,974231)	0,989756	0,820966	0,565118	0,557625
	24m	(0,072459)	0,999563	0,916894	0,839426	0,196963	(0,891124)	0,983734	0,839420	0,579379	0,518001
Quatro Fatores	06m	(0,789082)	0,978004	0,775444	0,570811	0,474354	(0,828887)	0,990435	0,626476	0,505387	0,491115
	12m	(0,614158)	0,999012	0,881121	0,785575	0,290993	(0,727186)	0,994921	0,811511	0,596135	0,469516
	18m	(0,631184)	0,998419	0,891635	0,815088	0,274057	(0,835792)	0,994546	0,834598	0,629276	0,480902
	24m	(0,537489)	0,998551	0,901353	0,813258	0,275312	(0,927119)	0,995560	0,778702	0,629906	0,435411
Cinco Fatores	06m	(0,893785)	0,991957	0,484133	0,332050	0,532176	(0,922746)	0,971356	0,444445	0,305607	0,516079
	12m	(0,480865)	0,993244	0,767635	0,681388	0,315065	(0,689795)	0,979915	0,720919	0,538809	0,460954
	18m	(0,543264)	0,999245	0,882460	0,786766	0,268262	(0,886112)	0,988389	0,776060	0,580306	0,477123
	24m	(0,234058)	0,995736	0,909333	0,787454	0,260416	(0,984742)	0,993611	0,681595	0,611142	0,407929

Fonte: Elaborado pelo autor.

Dentre todas as estratégias de formação e retenção de carteiras, a que possui a menor diferença de período entre a janela de mensuração dos betas históricos e a janela de retenção das carteiras é a que utiliza 3 anos (36 meses) para mensuração dos betas e 24 meses de retenção de carteiras. Para essa estratégia, as médias dos coeficientes de correlação são de 0,796139 (CAPM), 0,784444 (Dois Fatores), 0,839426 (Três Fatores), 0,813258 (Quatro Fatores) e 0,787454 (Cinco Fatores).

Dessa forma, em que pese os betas futuros não terem apresentado significância estatística a 1% na maioria das estratégias de montagem e retenção de carteiras, é possível inferir, para a amostra analisada, a existência de alta correlação entre os betas históricos e futuros.

### **4.3 Avaliação de Performance das Carteiras de Baixo Risco (Q1) e Alto Risco (Q5)**

Nas seções seguintes, as análises das performances das carteiras de baixo beta (Q1) e de alto beta (Q5) foram utilizadas para identificar a presença, a constância e a magnitude da anomalia de ações de baixo risco (AABR). Para a comparação dos resultados das carteiras Q1 e Q5 foram utilizadas quatro medidas de performance: (i) retorno, (ii) Índice de Sharpe (IS), (iii) Índice de Treynor (IT) e (iv) Alfa de Jensen (AJ).

#### **4.3.1 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Retornos Médios**

A distribuição dos retornos médios de cada carteira ( $Q_n$ ) em todas as estratégias de montagem e retenção de carteiras nos cinco modelos de precificação de ativos está demonstrada nas tabelas do Apêndice D. Os retornos foram determinados pelo retorno logarítmico entre o valor da carteira no início e no final de cada período de retenção.

Dentre todas as estratégias de montagem e retenção de carteiras para todos os modelos de precificação de ativos, somente nas carteiras formadas com a estratégia de 5y24m para o modelo de Cinco Fatores as carteiras Q5 tiveram retornos médios superiores aos retornos médios das carteiras Q1. Em todos as

demais hipóteses, os retornos médios de Q1 foram superiores aos retornos médios de Q5.

A hipótese nula do teste de Jarque-Bera é de normalidade dos retornos apurados pelas carteiras. Tendo por base a média dos testes de Jarque-Bera para as carteiras, não pode ser rejeitada a hipótese de normalidade para todas as carteiras com um nível de confiança de 95%. A estratégia 5y24m do modelo de Cinco Fatores obteve a menor média dos testes de Jarque-Bera - 0,316436 - ainda superior ao nível de significância. Saliente-se que essa estratégia teve 66,6667% de suas carteiras com teste de Jarque-Bera superior a 5%, o menor percentual de carteiras com distribuição normal dentre todas as estratégias analisadas.

A Tabela 3 apresenta a estatística descritiva das diferenças entre os retornos das carteiras Q1 e os retornos das carteiras Q5 ( $R_{Q1} - R_{Q5}$ ). Em essência, a AABR se caracteriza quando as carteiras com menor risco (Q1) têm retornos superiores às carteiras de maior risco (Q5). Conforme apresentado às colunas “% Carteiras >0” da Tabela 3, as carteiras Q1 tiveram retornos superiores aos retornos das carteiras Q5 entre 54,1667% e 72,2222% das carteiras formadas em cada estratégia. Em todas as quarenta estratégias, os retornos médios da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia.

Tendo por base tais resultados e utilizando os retornos médios como medida de performance, não é possível rejeitar a presença da AABR na maioria das carteiras formadas com as estratégias e os modelos de precificação utilizados nessa pesquisa.

Os resultados dos testes t para a superioridade dos retornos da Q1 em relação aos retornos da Q5 ( $R_{Q1} > R_{Q5}$ ), contudo, indicam que não há significância estatística a 5% na quase totalidade das carteiras analisadas. A estratégia 5y12m do modelo de Três Fatores obteve 3,5714% das carteiras com significância estatística de 5% para  $R_{Q1} > R_{Q5}$ , o maior percentual dentre todas as estratégias analisadas. Na aplicação do teste t para a diferença entre os retornos de Q1 e de Q5 ( $R_{Q1} - R_{Q5} > 0$ ), a estratégia 5y06m do modelo de Dois Fatores obteve apenas 14,4444% das carteiras com significância estatística de 5% para  $R_{Q1} - R_{Q5} > 0$ , o maior percentual dentre todas as estratégias analisadas.

Tabela 3 - Estatística descritiva das diferenças entre os retornos das carteiras Q1 e os retornos das carteiras Q5 ( $\bar{R}_{Q1} - \bar{R}_{Q5}$ )

Em cada modelo de precificação foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses) para a mensuração dos betas. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. (a) A coluna “% Carteiras >0” indica o percentual de vezes em as carteiras Q1 tiveram retornos superiores às carteiras Q5. (b) Teste t tendo por hipótese nula que o retorno de Q1 é menor ou igual ao retorno Q5. (c) Teste t tendo por hipótese nula que a diferença entre o retorno de Q1 e o retorno de Q5 é menor ou igual a zero (d) Percentual de carteiras em que o resultado do teste t foi inferior a 0,1. (e) Percentual de carteiras em que o resultado do teste t foi inferior a 0,05.

Carteira	Retenção	3 anos							5 anos						
		Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0 (a)	Q1 > Q5 (b)		Q1 - Q5 > 0 (c)		Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0 (a)	Q1 > Q5 (b)		Q1 - Q5 > 0 (c)	
					% t < 0,1 (d)	% t < 0,05 (e)	% t < 0,1 (d)	% t < 0,05 (e)				% t < 0,1 (d)	% t < 0,05 (e)	% t < 0,1 (d)	% t < 0,05 (e)
CAPM	06m	0,002956	0,034497	62,2807	3,5088	0,0000	16,6667	7,0175	0,004816	0,040284	72,2222	6,6667	2,2222	21,1111	12,2222
	12m	0,003502	0,019110	63,8889	0,9259	0,0000	12,0370	4,6296	0,003881	0,021169	67,8571	4,7619	0,0000	21,4286	2,3810
	18m	0,004801	0,013248	67,6471	1,9608	0,0000	14,7059	5,8824	0,002643	0,017683	64,1026	2,5641	0,0000	19,2308	6,4103
	24m	0,004305	0,011142	67,7083	1,0417	0,0000	9,3750	1,0417	0,000802	0,015268	63,8889	0,0000	0,0000	8,3333	0,0000
Dois Fatores	06m	0,006033	0,035303	68,4211	5,2632	0,0000	21,0526	10,5263	0,006645	0,041099	72,2222	8,8889	1,1111	22,2222	14,4444
	12m	0,005744	0,018669	65,7407	1,8519	0,0000	13,8889	7,4074	0,005278	0,019861	66,6667	1,1905	0,0000	21,4286	10,7143
	18m	0,005966	0,013752	71,5686	4,9020	0,0000	16,6667	6,8627	0,003410	0,018175	66,6667	2,5641	0,0000	19,2308	5,1282
	24m	0,005106	0,011749	67,7083	3,1250	0,0000	10,4167	3,1250	0,002526	0,015033	65,2778	0,0000	0,0000	6,9444	0,0000
Três Fatores	06m	0,001941	0,027362	58,7719	0,8772	0,0000	12,2807	4,3860	0,003186	0,038633	70,0000	5,5556	0,0000	20,0000	8,8889
	12m	0,002805	0,015571	64,8148	1,8519	0,0000	8,3333	4,6296	0,004297	0,021110	65,4762	9,5238	3,5714	22,6190	13,0952
	18m	0,004039	0,011766	67,6471	3,9216	0,0000	9,8039	5,8824	0,002630	0,018795	64,1026	6,4103	1,2821	21,7949	7,6923
	24m	0,004006	0,010039	71,8750	3,1250	0,0000	10,4167	4,1667	0,000683	0,016055	58,3333	2,7778	0,0000	8,3333	2,7778
Quatro Fatores	06m	0,001985	0,027813	58,7719	1,7544	0,0000	14,0351	8,7719	0,001613	0,039191	71,1111	5,5556	1,1111	23,3333	8,8889
	12m	0,004566	0,013355	70,3704	1,8519	0,0000	9,2593	5,5556	0,002401	0,021913	64,2857	9,5238	2,3810	19,0476	9,5238
	18m	0,005074	0,011322	68,6275	1,9608	0,0000	17,6471	5,8824	0,001727	0,018982	64,1026	7,6923	0,0000	24,3590	8,9744
	24m	0,004863	0,010670	70,8333	3,1250	0,0000	12,5000	5,2083	0,000076	0,015859	58,3333	0,0000	0,0000	9,7222	0,0000
Cinco Fatores	06m	0,003050	0,027293	63,1579	3,5088	0,0000	18,4211	10,5263	0,000212	0,038219	67,7778	4,4444	0,0000	20,0000	11,1111
	12m	0,004550	0,014681	68,5185	4,6296	0,9259	15,7407	8,3333	0,002187	0,020144	60,7143	3,5714	0,0000	19,0476	7,1429
	18m	0,005076	0,011751	68,6275	2,9412	0,0000	18,6275	12,7451	0,001203	0,017819	62,8205	6,4103	1,2821	17,9487	10,2564
	24m	0,004402	0,010884	68,7500	4,1667	0,0000	26,0417	12,5000	(0,000354)	0,015287	54,1667	0,0000	0,0000	11,1111	2,7778

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 3 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o retorno da carteira Q1 e o retorno da carteira Q5 ( $\bar{R}_{Q1} - \bar{R}_{Q5}$ )

As colunas de “Comparativo de Diferenças” indicam diferença entre a diferença de retorno do método indicado na coluna “Carteira” e a diferença de retorno do método indicado nas colunas de “Comparativo de Diferenças”, para os mesmos períodos de mensuração de betas e retenção das carteiras. Por exemplo: na estratégia 3y06m, a diferença de retorno do modelo CAPM é de 0,002956 e a diferença de retorno do modelo de Dois Fatores é de 0,006033. Nessa estratégia, o retorno no modelo CAPM é inferior ao verificado no modelo de Dois Fatores, portanto, o resultado da diferença entre os dois modelos é indicado como negativo (0,003077).

Carteira	Retenção	Diferença de Retorno Médio ( $\bar{R}_{Q1} - \bar{R}_{Q5}$ )		Comparativo de Diferenças							
				Dois Fatores		Três Fatores		Quatro Fatores		Cinco Fatores	
		3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos
CAPM	06m	0,002956	0,004816	(0,003077)	(0,001829)	0,001015	0,001629	0,000971	0,003203	(0,000094)	0,004603
	12m	0,003502	0,003881	(0,002243)	(0,001398)	0,000697	(0,000417)	(0,001065)	0,001479	(0,001048)	0,001694
	18m	0,004801	0,002643	(0,001165)	(0,000767)	0,000762	0,000013	(0,000273)	0,000915	(0,000275)	0,001440
	24m	0,004305	0,000802	(0,000801)	(0,001724)	0,000299	0,000119	(0,000558)	0,000726	(0,000097)	0,001156
Dois Fatores	06m	0,006033	0,006645			0,004092	0,003458	0,004048	0,005032	0,002983	0,006432
	12m	0,005744	0,005278			0,002939	0,000981	0,001178	0,002877	0,001195	0,003092
	18m	0,005966	0,003410			0,001927	0,000780	0,000892	0,001683	0,000890	0,002207
	24m	0,005106	0,002526			0,001099	0,001843	0,000243	0,002450	0,000704	0,002880
Três Fatores	06m	0,001941	0,003186					(0,000044)	0,001573	(0,001109)	0,002974
	12m	0,002805	0,004297					(0,001761)	0,001896	(0,001745)	0,002111
	18m	0,004039	0,002630					(0,001035)	0,000903	(0,001037)	0,001427
	24m	0,004006	0,000683					(0,000857)	0,000606	(0,000395)	0,001036
Quatro Fatores	06m	0,001985	0,001613							(0,001065)	0,001400
	12m	0,004566	0,002401							0,000017	0,000214
	18m	0,005074	0,001727							(0,000002)	0,000524
	24m	0,004863	0,000076							0,000461	0,000430
Cinco Fatores	06m	0,003050	0,000212								
	12m	0,004550	0,002187								
	18m	0,005076	0,001203								
	24m	0,004402	(0,000354)								

Fonte: Elaborado pelo autor.

Dessa forma, apesar de não poder ser rejeitada a presença da AABR em todas as estratégias de montagem e retenção de carteiras e em todos os modelos de precificação utilizados nessa pesquisa, os resultados indicam que, na maioria das observações, os retornos superiores da Q1 em relação aos retornos da Q5 não são estatisticamente significantes.

A maior diferença entre os retornos médios mensais entre as carteiras Q1 e Q5 foi de 0,006645 na estratégia de 5y06m do modelo de Dois Fatores, enquanto que a maior diferença em favor da Q5 foi de 0,00354 da estratégia de 5y24m do modelo de Cinco Fatores.

O Quadro 3 apresenta, para cada estratégia, a diferença entre os retornos médios mensais da Q1 e os retornos médios mensais da Q5 ( $\bar{R}_{Q1} - \bar{R}_{Q5}$ ), além da comparação dessa diferença em cada estratégia entre os modelos de precificação de ativos.

As análises da performance pelo retorno avaliam as variações das diferenças de retornos considerando os seguintes fatores: prazo de mensuração dos betas, prazo de retenção das carteiras e modelo de precificação de ativos.

Para esse indicador de performance, mantendo os demais fatores fixos, a ampliação do prazo de mensuração dos betas de 3 para 5 anos (3y x 5y) produz resultados positivos somente em 25% das estratégias. A estratégia de 6 meses de retenção no modelo CAPM obteve o maior acréscimo de retorno médio mensal em decorrência da ampliação do prazo de mensuração dos betas, 0,001859. Em resultado inverso, a estratégia de 24 meses de retenção no modelo de Quatro Fatores24m teve o maior decréscimo de retorno médio mensal, 0,004787, em função da ampliação do prazo de mensuração dos betas.

Para a ampliação do prazo de retenção das carteiras, conservados fixos os demais fatores, foram avaliadas três situações: (i) a ampliação do prazo de retenção de 6 para 12 meses teve aumento do retorno médio mensal em 70% das estratégias; (ii) a ampliação do prazo de retenção de 12 para 18 meses teve aumento do retorno médio mensal em 50% das estratégias; e (iii) em nenhuma das estratégias a ampliação do prazo de retenção de 18 para 24 meses teve aumento do retorno médio mensal.

Conforme demonstrado no Quadro 3, quando mantidos os períodos de mensuração e retenção das carteiras, o modelo de Dois Fatores tem retornos médios mensais maiores do que outros modelos de precificação em 100% das

comparações (32/32), enquanto que o modelo de Três fatores é superior em somente 28,1% das comparações (9/32).

#### 4.3.2 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Índices de Sharpe

A escolha do Índice de Sharpe (IS) para aferir a performance das carteiras está alinhada aos objetivos dessa pesquisa, pois, ao comparar as carteiras com uma medida estabelecida pela razão entre o excesso de retorno da carteira e o risco total da carteira pode-se avaliar o retorno adicional das carteiras por unidade de risco total. Conforme os resultados apresentados na Tabela 4, em todas as estratégias de montagem e retenção de carteiras para todos os modelos de precificação de ativos, os Índices de Sharpe (IS) médios das carteiras Q1 foram superiores aos Índices de Sharpe médios das carteiras Q5.

A maior diferença entre os IS médios mensais entre as carteiras Q1 e Q5 foi de 0,259240 na estratégia de 5y06m do modelo de Três Fatores, enquanto que a menor diferença foi de 0,039459 da estratégia de 3y12m do modelo de Três Fatores.

As carteiras Q1 tiveram IS médios superiores aos IS médios das carteiras Q5 entre 57,0175% e 80,2083% das carteiras formadas em cada estratégia, conforme apresentado às colunas “% Carteiras >0” na Tabela 4. Em todas as quarenta estratégias, os Índices de Sharpe da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia.

Considerando tais resultados e utilizando os Índices de Sharpe médios como medida de performance, não é possível rejeitar a presença da AABR na maioria das carteiras formadas com as estratégias e os modelos de precificação utilizados nessa pesquisa.

O Quadro 4 apresenta, para cada estratégia, a diferença entre os IS médios mensais da Q1 e os IS médios mensais da Q5 ( $\bar{IS}_{Q1} - \bar{IS}_{Q5}$ ), além da comparação dessa diferença em cada estratégia entre os modelos de precificação de ativos. As análises da performance pelo IS avaliam as variações das diferenças de IS médios considerando os seguintes fatores: prazo de mensuração dos betas, prazo de retenção das carteiras e modelo de precificação de ativos.

Tabela 4 - Estatística descritiva das diferenças dos Índices de Sharpe (IS) médios mensais das carteiras Q1 em relação às carteiras Q5 ( $\bar{IS}_{Q1} - \bar{IS}_{Q5}$ )

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. A coluna "% Carteiras >0" indica o percentual de vezes em que as carteiras Q1 tiveram Índices de Sharpe superiores aos das carteiras Q5.

Carteira	Retenção	3 anos			5 anos		
		Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0	Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0
CAPM	06m	0,140405	0,494145	64,9123	0,195092	0,517758	71,1111
	12m	0,085067	0,242483	62,9630	0,110223	0,305884	71,4286
	18m	0,081469	0,188409	63,7255	0,092285	0,247814	67,9487
	24m	0,081015	0,152510	67,7083	0,066439	0,185895	68,0556
Dois Fatores	06m	0,191170	0,471926	69,2982	0,215303	0,510827	72,2222
	12m	0,137880	0,225707	69,4444	0,126901	0,284807	72,6190
	18m	0,111201	0,192420	72,5490	0,107972	0,234498	71,7949
	24m	0,097071	0,152574	71,8750	0,086571	0,168314	73,6111
Três Fatores	06m	0,073604	0,495530	57,0175	0,259240	0,571681	71,1111
	12m	0,039459	0,217331	58,3333	0,124273	0,256986	66,6667
	18m	0,063227	0,163566	67,6471	0,102706	0,248334	67,9487
	24m	0,071602	0,142488	65,6250	0,063818	0,192869	68,0556
Quatro Fatores	06m	0,122741	0,600384	61,4035	0,241412	0,483677	70,0000
	12m	0,072297	0,210024	72,2222	0,123092	0,250270	71,4286
	18m	0,082369	0,181441	70,5882	0,098933	0,247037	67,9487
	24m	0,085874	0,153560	71,8750	0,059119	0,184410	69,4444
Cinco Fatores	06m	0,139947	0,509114	63,1579	0,231885	0,527044	66,6667
	12m	0,099630	0,217418	77,7778	0,137750	0,247567	71,4286
	18m	0,109100	0,167098	75,4902	0,111528	0,251162	66,6667
	24m	0,108513	0,147622	80,2083	0,071783	0,193093	61,1111

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 4 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o Índice de Sharpe da carteira Q1 e o da carteira Q5 ( $\bar{I}S_{Q1} - \bar{I}S_{Q5}$ )

As colunas de “Comparativo de Diferenças” indicam diferença entre a diferença de Índice de Sharpe do método indicado na coluna “Carteira” e a diferença de Índice de Sharpe do método indicado nas colunas de “Comparativo de Diferenças”, para os mesmos períodos de mensuração de betas e retenção das carteiras. Por exemplo: na estratégia 3y06m, a diferença de Índice de Sharpe do modelo CAPM é de 0,140405 e a diferença de Índice do modelo de Dois Fatores é de 0,191170. Nessa estratégia, Índice de Sharpe no modelo CAPM é inferior ao verificado no modelo de Dois Fatores, portanto, o resultado da diferença entre os dois modelos é indicado como negativo (0,050765).

Carteira	Retenção	Diferença Índice de Sharpe Médio ( $\bar{I}S_{Q1} - \bar{I}S_{Q5}$ )		Comparativo de Diferenças							
				Dois Fatores		Três Fatores		Quatro Fatores		Cinco Fatores	
		3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos
CAPM	06m	0,140405	0,195092	(0,050765)	(0,020211)	0,066801	(0,064147)	0,017664	(0,046319)	0,000458	(0,036793)
	12m	0,085067	0,110223	(0,052813)	(0,016678)	0,045608	(0,014049)	0,012771	(0,012868)	(0,014562)	(0,027526)
	18m	0,081469	0,092285	(0,029732)	(0,015688)	0,018242	(0,010421)	(0,000900)	(0,006648)	(0,027631)	(0,019243)
	24m	0,081015	0,066439	(0,016055)	(0,020132)	0,009414	0,002621	(0,004858)	0,007320	(0,027497)	(0,005344)
Dois Fatores	06m	0,191170	0,215303			0,117566	(0,043936)	0,068429	(0,026108)	0,051223	(0,016582)
	12m	0,137880	0,126901			0,098421	0,002628	0,065584	0,003809	0,038251	(0,010849)
	18m	0,111201	0,107972			0,047973	0,005267	0,028832	0,009040	0,002101	(0,003556)
	24m	0,097071	0,086571			0,025469	0,022753	0,011197	0,027453	(0,011442)	0,014788
Três Fatores	06m	0,073604	0,259240					(0,049137)	0,017828	(0,066343)	0,027355
	12m	0,039459	0,124273					(0,032837)	0,001181	(0,060170)	(0,013477)
	18m	0,063227	0,102706					(0,019141)	0,003773	(0,045872)	(0,008822)
	24m	0,071602	0,063818					(0,014272)	0,004699	(0,036911)	(0,007965)
Quatro Fatores	06m	0,122741	0,241412							(0,017206)	0,009527
	12m	0,072297	0,123092							(0,027333)	(0,014658)
	18m	0,082369	0,098933							(0,026731)	(0,012595)
	24m	0,085874	0,059119							(0,022639)	(0,012664)
Cinco Fatores	06m	0,139947	0,231885								
	12m	0,099630	0,137750								
	18m	0,109100	0,111528								
	24m	0,108513	0,071783								

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para esse indicador de performance, mantendo os demais fatores fixos, a ampliação do prazo de mensuração dos betas de 3 para 5 anos (3y x 5y) produz resultados positivos somente em 65% das estratégias. A estratégia de 6 meses de retenção no modelo de Três Fatores obteve o maior acréscimo de IS médio mensal em decorrência da ampliação do prazo de mensuração dos betas, 0,185635. Em resultado inverso, a estratégia de 24 meses de retenção no modelo de Cinco Fatores obteve o maior decréscimo de retorno médio mensal, 0,036729.

Para a ampliação do prazo de retenção das carteiras, conservados fixos os demais fatores, foram avaliadas três situações: (i) em nenhuma das estratégias a ampliação do prazo de retenção de 6 para 12 meses teve aumento do IS médio mensal; (ii) a ampliação do prazo de retenção de 12 para 18 meses teve aumento do IS médio mensal em somente 30% das estratégias; e (iii) a ampliação do prazo de retenção de 18 para 24 meses teve aumento do IS médio mensal em somente 20% das estratégias.

Conforme demonstrado no Quadro 4, quando mantidos os períodos de mensuração e retenção das carteiras, o modelo de Dois Fatores tem IS médios mensais maiores do que outro modelo de precificação em 81,3% das comparações (26/32), enquanto que o modelo de Três fatores é superior em somente 28,1% das comparações (9/32).

#### 4.3.3 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Índices de Treynor

Tal como para o Índice de Sharpe, a escolha do Índice de Treynor (IT) para aferir a performance das carteiras está alinhada aos objetivos dessa pesquisa, pois, ao comparar as carteiras com uma medida estabelecida pela razão entre o excesso de retorno da carteira e o risco sistemático da carteira (beta da carteira) pode-se avaliar o retorno adicional das carteiras por unidade de risco sistemático.

Conforme os resultados apresentados na Tabela 5, na maioria das estratégias de montagem e retenção de carteiras para todos os modelos de precificação de ativos, os Índices de Treynor (IT) médios das carteiras Q1 foram superiores aos Índices de Treynor médios das carteiras Q5. A maior diferença entre os IT médios mensais entre as carteiras Q1 e Q5 foi de 0,019452 na

estratégia de 5y06m do modelo de Dois Fatores, enquanto que a maior diferença em favor da Q5 foi de 0,013749 da estratégia de 3y06m do modelo de Três Fatores.

As carteiras Q1 tiveram IT médios superiores aos IT médios das carteiras Q5 entre 48,1481% e 69,7917% das carteiras formadas em cada estratégia, conforme apresentado às colunas “% Carteiras >0” na Tabela 5. Em trinta e oito das quarenta estratégias (95%), os Índices de Jensen da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia. Considerando tais resultados e utilizando os Índices de Treynor médios como medida de performance, não é possível rejeitar a presença da AABR na maioria das carteiras formadas com as estratégias e os modelos de precificação utilizados nessa pesquisa.

O Quadro 5 apresenta, para cada estratégia, a diferença entre os IT médios mensais da Q1 e os IT médios mensais da Q5 ( $\bar{IT}_{Q1} - \bar{IT}_{Q5}$ ), além da comparação dessa diferença em cada estratégia entre os modelos de precificação de ativos. As análises da performance pelo IT avaliam as variações das diferenças de IT médios considerando os seguintes fatores: prazo de mensuração dos betas, prazo de retenção das carteiras e modelo de precificação de ativos.

Para esse indicador de performance, mantendo os demais fatores fixos, a ampliação do prazo de mensuração dos betas de 3 para 5 anos (3y x 5y) produz resultados positivos somente em 40% das estratégias. A estratégia de retenção por 6 meses no modelo de Três Fatores obteve o maior acréscimo de IT médio mensal em decorrência da ampliação do prazo de mensuração dos betas, 0,025128.

Em resultado inverso, a estratégia de retenção por 24 meses no modelo CAPM teve o maior decréscimo de IT médio mensal, 0,015313.

Para a ampliação do prazo de retenção das carteiras, conservados fixos os demais fatores, foram avaliadas três situações: (i) em 60% das estratégias a ampliação do prazo de retenção de 6 para 12 meses teve aumento do IT médio mensal; (ii) a ampliação do prazo de retenção de 12 para 18 meses teve aumento do IT médio mensal em somente 50% das estratégias; e (iii) a ampliação do prazo de retenção de 18 para 24 meses teve aumento do IT médio mensal em somente 50% das estratégias.

Tabela 5 - Estatística descritiva das diferenças dos Índices de Treynor (IT) médios mensais das carteiras Q1 em relação às carteiras Q5 ( $\bar{IT}_{Q1} - \bar{IT}_{Q5}$ )

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. A coluna “% Carteiras >0” indica o percentual de vezes em que as carteiras Q1 tiveram Índices de Treynor superiores aos das carteiras Q5.

Carteira	Retenção	3 anos			5 anos		
		Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0	Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0
CAPM	06m	0,007832	0,085582	61,4035	0,017944	0,069907	63,3333
	12m	0,009999	0,049101	60,1852	0,011321	0,048112	60,7143
	18m	0,014497	0,041340	64,7059	0,007359	0,040628	60,2564
	24m	0,017284	0,033737	64,5833	0,001971	0,030752	54,1667
Dois Fatores	06m	0,014650	0,075541	67,5439	0,019452	0,064625	64,4444
	12m	0,015520	0,040303	64,8148	0,013518	0,043917	65,4762
	18m	0,017935	0,037609	69,6078	0,009443	0,037196	61,5385
	24m	0,018230	0,030649	69,7917	0,006565	0,027676	51,3889
Três Fatores	06m	(0,013749)	0,202301	53,5088	0,011379	0,070466	57,7778
	12m	0,000643	0,066313	48,1481	0,009931	0,045862	53,5714
	18m	0,006126	0,043816	53,9216	0,006275	0,037761	58,9744
	24m	0,011079	0,036108	57,2917	0,001219	0,029526	50,0000
Quatro Fatores	06m	0,008360	0,092684	54,3860	0,006858	0,063324	58,8889
	12m	0,010700	0,055205	59,2593	0,004930	0,039982	58,3333
	18m	0,011993	0,040812	58,8235	0,003205	0,034156	58,9744
	24m	0,013569	0,034357	62,5000	(0,000428)	0,025973	52,7778
Cinco Fatores	06m	(0,013141)	0,281503	57,8947	0,005223	0,061247	60,0000
	12m	(0,000154)	0,100061	62,9630	0,005522	0,039173	60,7143
	18m	0,010827	0,046380	57,8431	0,003605	0,032637	61,5385
	24m	0,015657	0,043302	60,4167	0,001807	0,022063	63,8889

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 5 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o Índice de Treynor da carteira Q1 e o da carteira Q5 ( $IT_{Q1} - IT_{Q5}$ )

As colunas de “Comparativo de Diferenças” indicam diferença entre a diferença de Índice de Treynor do método indicado na coluna “Carteira” e a diferença de Índice de Treynor do método indicado nas colunas de “Comparativo de Diferenças”, para os mesmos períodos de mensuração de betas e retenção das carteiras. Por exemplo: na estratégia 3y06m, a diferença de Índice de Treynor do modelo CAPM é de 0,007832 e a diferença de Índice do modelo de Dois Fatores é de 0,014650. Nessa estratégia, o Índice de Treynor no modelo CAPM é inferior ao verificado no modelo de Dois Fatores, portanto, o resultado da diferença entre os dois modelos é indicado como negativo (0,006818).

Carteira	Retenção	Diferença de Índice de Treynor Médio ( $IT_{Q1} - IT_{Q5}$ )		Comparativo de Diferenças							
				Dois Fatores		Três Fatores		Quatro Fatores		Cinco Fatores	
		3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos
CAPM	06m	0,007832	0,017944	(0,006818)	(0,001508)	0,021581	0,006565	(0,000528)	0,011086	0,020973	0,012721
	12m	0,009999	0,011321	(0,005521)	(0,002197)	0,009356	0,001390	(0,000701)	0,006392	0,010153	0,005799
	18m	0,014497	0,007359	(0,003438)	(0,002083)	0,008371	0,001085	0,002504	0,004155	0,003671	0,003754
	24m	0,017284	0,001971	(0,000946)	(0,004593)	0,006205	0,000752	0,003715	0,002399	0,001627	0,000164
Dois Fatores	06m	0,014650	0,019452			0,028399	0,008073	0,006290	0,012594	0,027791	0,014229
	12m	0,015520	0,013518			0,014878	0,003587	0,004820	0,008589	0,015675	0,007996
	18m	0,017935	0,009443			0,011809	0,003168	0,005942	0,006238	0,007108	0,005838
	24m	0,018230	0,006565			0,007152	0,005345	0,004662	0,006992	0,002573	0,004757
Três Fatores	06m	(0,013749)	0,011379					(0,022109)	0,004520	(0,000608)	0,006155
	12m	0,000643	0,009931					(0,010057)	0,005002	0,000797	0,004409
	18m	0,006126	0,006275					(0,005867)	0,003070	(0,004701)	0,002670
	24m	0,011079	0,001219					(0,002490)	0,001647	(0,004578)	(0,000588)
Quatro Fatores	06m	0,008360	0,006858							0,021502	0,001635
	12m	0,010700	0,004930							0,010854	(0,000593)
	18m	0,011993	0,003205							0,001166	(0,000400)
	24m	0,013569	(0,000428)							(0,002088)	(0,002235)
Cinco Fatores	06m	(0,013141)	0,005223								
	12m	(0,000154)	0,005522								
	18m	0,010827	0,003605								
	24m	0,015657	0,001807								

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme demonstrado no Quadro 5, quando mantidos os períodos de mensuração e retenção das carteiras, o modelo de Dois Fatores tem IT médios mensais maiores do que outro modelo de precificação em 100% das comparações (32/32), enquanto que os modelos de Três Fatores e Cinco Fatores é superior em somente 25 das comparações (8/32).

#### 4.3.4 Distribuição e Performance pela Diferença entre os Alfas de Jensen

O Alfa de Jensen (AJ) permite determinar o diferencial entre o retorno efetivo de determinada carteira e o respectivo retorno esperado. Nas hipóteses em que o AJ é positivo, o portfólio gerou retorno acima do esperado para o nível de risco daquela carteira.

Conforme os resultados apresentados na Tabela 6, na maioria das estratégias de montagem e retenção de carteiras para todos os modelos de precificação de ativos, os Alfas de Jensen (AJ) médios das carteiras Q1 foram superiores aos Alfas de Jensen médios das carteiras Q5.

A maior diferença entre os AJ médios mensais entre as carteiras Q1 e Q5 foi de 0,004499 na estratégia de 3y18m do modelo de Dois Fatores, enquanto que a maior diferença em favor da Q5 foi de 0,005625 da estratégia de 5y24m do modelo de Cinco Fatores.

As carteiras Q1 tiveram AJ médios superiores aos AJ médios das carteiras Q5 entre 45,8333% e 70,5882% das carteiras formadas em cada estratégia, conforme apresentado às colunas “% Carteiras >0” na Tabela 6. Em vinte e nove das quarenta estratégias (72,5%), os Alfas de Jensen da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia.

Considerando tais resultados e utilizando os Alfas de Jensen médios como medida de performance, não é possível rejeitar a presença da AABR na maioria das carteiras formadas com as estratégias e os modelos de precificação utilizados nessa pesquisa.

O Quadro 6 apresenta, para cada estratégia, a diferença entre os AJ médios mensais da Q1 e os AJ médios mensais da Q5 ( $\bar{AJ}_{Q1} - \bar{AJ}_{Q5}$ ), além da comparação dessa diferença em cada estratégia entre os modelos de precificação de ativos.

Tabela 6 - Estatística descritiva das diferenças dos Alfas de Jensen (AJ) médios mensais das carteiras Q1 em relação às carteiras Q5 ( $\bar{A}_{Q1} - \bar{A}_{Q5}$ )

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. A coluna “% Carteiras >0” indica o percentual de vezes em que as carteiras Q1 tiveram Alfas de Jensen superiores aos das carteiras Q5.

Carteira	Retenção	3 anos			5 anos		
		Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0	Média	Desvio-padrão	% Carteiras >0
CAPM	06m	(0,000189)	0,029972	50,8772	0,000588	0,037093	56,6667
	12m	0,001271	0,015722	52,7778	0,000059	0,020068	55,9524
	18m	0,002757	0,015382	62,7451	(0,001592)	0,020471	53,8462
	24m	0,002715	0,014261	60,4167	(0,003990)	0,016631	45,8333
Dois Fatores	06m	0,002754	0,032717	57,0175	0,002439	0,039379	57,7778
	12m	0,003665	0,017352	64,8148	0,001734	0,021820	65,4762
	18m	0,004499	0,017940	70,5882	(0,000728)	0,022396	60,2564
	24m	0,004260	0,015301	64,5833	(0,002281)	0,017319	51,3889
Três Fatores	06m	(0,002827)	0,029246	46,4912	(0,000906)	0,039605	53,3333
	12m	(0,001475)	0,016771	46,2963	0,000473	0,021157	51,1905
	18m	(0,000076)	0,015879	50,0000	(0,001940)	0,021495	52,5641
	24m	0,000492	0,015162	51,0417	(0,004635)	0,017236	50,0000
Quatro Fatores	06m	(0,002053)	0,029666	50,0000	(0,002854)	0,039278	52,2222
	12m	0,000524	0,018577	60,1852	(0,002212)	0,022297	48,8095
	18m	0,001253	0,015907	61,7647	(0,003126)	0,022144	51,2821
	24m	0,001611	0,013806	61,4583	(0,005092)	0,017579	47,2222
Cinco Fatores	06m	0,001193	0,031625	54,3860	(0,003618)	0,040017	53,3333
	12m	0,002691	0,018161	60,1852	(0,001931)	0,021369	48,8095
	18m	0,003326	0,014785	64,7059	(0,003699)	0,021989	48,7179
	24m	0,002582	0,012599	63,5417	(0,005625)	0,017605	48,6111

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 6 - Comparativo de performance das carteiras com base na diferença entre o Alfa de Jensen da carteira Q1 e o da carteira Q5 ( $\bar{A}_{Q1} - \bar{A}_{Q5}$ )

As colunas de “Comparativo de Diferenças” indicam diferença entre a diferença de Alfa de Jensen do método indicado na coluna “Carteira” e a diferença de Alfa de Jensen do método indicado nas colunas de “Comparativo de Diferenças”, para os mesmos períodos de mensuração de betas e retenção das carteiras. Por exemplo: na estratégia 3y06m, a diferença de Alfa de Jensen do modelo CAPM é de (0,000189) e a diferença de Alfa de Jensen do modelo de Dois Fatores é de 0,002754. Nessa estratégia, o Alfa de Jensen no modelo CAPM é inferior ao verificado no modelo de Dois Fatores, portanto, o resultado da diferença entre os dois modelos é indicado como negativo (0,002994).

Carteira	Retenção	Diferença Alfa de Jensen Médio ( $\bar{A}_{Q1} - \bar{A}_{Q5}$ )		Comparativo de Diferenças							
				Dois Fatores		Três Fatores		Quatro Fatores		Cinco Fatores	
		3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos	3 anos	5 anos
CAPM	06m	(0,000189)	0,000588	(0,002944)	(0,001850)	0,002637	0,001494	0,001864	0,003442	(0,001383)	0,004207
	12m	0,001271	0,000059	(0,002394)	(0,001675)	0,002746	(0,000415)	0,000747	0,002270	(0,001420)	0,001989
	18m	0,002757	(0,001592)	(0,001742)	(0,000865)	0,002833	0,000348	0,001503	0,001533	(0,000569)	0,002107
	24m	0,002715	(0,003990)	(0,001545)	(0,001709)	0,002223	0,000645	0,001103	0,001102	0,000133	0,001635
Dois Fatores	06m	0,002754	0,002439			0,005581	0,003345	0,004807	0,005292	0,001561	0,006057
	12m	0,003665	0,001734			0,005140	0,001261	0,003141	0,003946	0,000974	0,003665
	18m	0,004499	(0,000728)			0,004575	0,001212	0,003246	0,002398	0,001173	0,002971
	24m	0,004260	(0,002281)			0,003768	0,002354	0,002649	0,002811	0,001678	0,003344
Três Fatores	06m	(0,002827)	(0,000906)					(0,000774)	0,001948	(0,004020)	0,002712
	12m	(0,001475)	0,000473					(0,001999)	0,002685	(0,004166)	0,002404
	18m	(0,000076)	(0,001940)					(0,001329)	0,001185	(0,003402)	0,001759
	24m	0,000492	(0,004635)					(0,001120)	0,000457	(0,002090)	0,000990
Quatro Fatores	06m	(0,002053)	(0,002854)							(0,003246)	0,000764
	12m	0,000524	(0,002212)							(0,002167)	(0,000281)
	18m	0,001253	(0,003126)							(0,002072)	0,000573
	24m	0,001611	(0,005092)							(0,000970)	0,000533
Cinco Fatores	06m	0,001193	(0,003618)								
	12m	0,002691	(0,001931)								
	18m	0,003326	(0,003699)								
	24m	0,002582	(0,005625)								

Fonte: Elaborado pelo autor

As análises da performance pelo AJ avaliam as variações das diferenças de AJ médios considerando os seguintes fatores: prazo de mensuração dos betas, prazo de retenção das carteiras e modelo de precificação de ativos.

Para esse indicador de performance, mantendo os demais fatores fixos, a ampliação do prazo de mensuração dos betas de 3 para 5 anos (3y x 5y) produz resultados positivos somente em 15% das estratégias. A estratégia de retenção por 12 meses no modelo de Três Fatores obteve o maior acréscimo de AJ médio mensal em decorrência da ampliação do prazo de mensuração dos betas, 0,001948. Em resultado inverso, a estratégia de retenção por 24 meses no modelo de Cinco Fatores teve o maior decréscimo de AJ médio mensal, 0,008207.

Para a ampliação do prazo de retenção das carteiras, conservados fixos os demais fatores, foram avaliadas três situações: (i) em 80% das estratégias a ampliação do prazo de retenção de 6 para 12 meses teve aumento do AJ médio mensal; (ii) a ampliação do prazo de retenção de 12 para 18 meses teve aumento do AJ médio mensal em somente 50% das estratégias; e (iii) a ampliação do prazo de retenção de 18 para 24 meses teve aumento do AJ médio mensal em somente 20% das estratégias.

Conforme demonstrado no Quadro 6, quando mantidos os períodos de mensuração e retenção das carteiras, o modelo de Dois Fatores tem AJ médios mensais maiores do que outro modelo de precificação em 100% das comparações (32/32), enquanto que o modelo de Quatro Fatores é superior em somente 21,9% das comparações (7/32).

#### **4.4 Síntese dos Resultados da Pesquisa**

O Quadro 7 apresenta o resumo da análise dos resultados das características da AABR analisadas nessa pesquisa, quais sejam: presença, constância e magnitude. Além dessas características, estão resumidas as análises dos seguintes efeitos sobre a AABR: das diferentes janelas de mensuração de betas para a formação das carteiras, das diferentes janelas de retenção das carteiras e dos diferentes modelos de precificação de ativos.

Conforme já mencionado, a utilização de diferentes modelos de precificação de ativos para a determinação dos betas tem intuito de determinar os efeitos dos prêmios de tamanho, valor, momento e iliquidez na AABR.

Quadro 7 - Resumo da análise dos resultados das características da AABR por medida de performance

(continua)

Conclusão	Critério de Diferença entre Q1 e Q5			
	Retorno Médio Mensal	Índice de Sharpe Médio Mensal	Índice de Treynor Médio Mensal	Alfa de Jensen Médio Mensal
Presença	As carteiras Q1 tiveram retornos médios superiores aos retornos médios das carteiras Q5 entre 54,1667% e 72,2222% das carteiras formadas em cada estratégia. Em todas as quarenta estratégias, os retornos médios da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia	As carteiras Q1 tiveram IS médios superiores aos IS médios das carteiras Q5 entre 57,0175% e 80,2083% das carteiras formadas em cada estratégia, Em todas as quarenta estratégias, os Índices de Sharpe da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia.	As carteiras Q1 tiveram IT médios superiores aos IT médios das carteiras Q5 entre 48,1481% e 69,7917% das carteiras formadas em cada estratégia. Em trinta e oito das quarenta estratégias (95%), os Índices de Jensen da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia.	As carteiras Q1 tiveram AJ médios superiores aos AJ médios das carteiras Q5 entre 45,8333% e 70,5882% das carteiras formadas em cada estratégia. Em vinte e nove das quarenta estratégias (72,5%), os Alfas de Jensen da Q1 foram superiores aos da Q5 em mais de 50% das carteiras formadas em cada estratégia.
Constância	A diferença Q1 - Q5 < 0, ou seja, não existência da AABR, ocorreu somente na estratégia 5y24m para o modelo de Cinco Fatores.	A diferença Q1 - Q5 < 0, ou seja, não existência da AABR, não ocorreu nessa medida de performance.	A diferença Q1 - Q5 < 0, ou seja, não existência da AABR, ocorreu em 4 das 40 estratégias (10%)	A diferença Q1 - Q5 < 0, ou seja, não existência da AABR, ocorreu em 20 das 40 estratégias (50%)
Magnitude:	A diferença entre o retorno médio mensal máximo (2F5y06m) e mínimo (5F5y24m) foi de 0,7001%	A diferença entre o Índice de Sharpe médio mensal máximo (3F5y06m) e mínimo (3F3y12m) foi de 21,1437%	A diferença entre o Índice de Treynor médio mensal máximo (2F5y06m) e mínimo (3F3y06m) foi de 3,3664%	A diferença entre o Alfa de Jensen médio mensal máximo (2F3y18m) e mínimo (5F5y24m) foi de 1,0181%
Efeito da ampliação das janelas de mensuração de betas (3y → 5y)	Em média, o aumento do prazo de mensuração aumenta o retorno médio mensal em somente 25% das estratégias.	Em média, o aumento do prazo de mensuração aumenta o IS médio mensal em 65% das estratégias.	Em média, o aumento do prazo de mensuração aumenta o IT médio mensal em somente 40% das estratégias.	Em média, o aumento do prazo de mensuração aumenta o AJ médio mensal em somente 15% das estratégias.

Quadro 7 - Resumo da análise dos resultados das características da AABR por medida de performance

(conclusão)

Conclusão	Critério de Diferença entre Q1 e Q5			
	<i>Retorno Médio Mensal</i>	<i>Índice de Sharpe Médio Mensal</i>	<i>Índice de Treynor Médio Mensal</i>	<i>Alfa de Jensen Médio Mensal</i>
Efeito do aumento da janela de retenção das carteiras (06m → 12m)	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o retorno médio mensal em 70% das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras não aumentou o IS médio mensal	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o IT médio mensal em 60% das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o AJ médio mensal em 80% das estratégias
Efeito do aumento da janela de retenção das carteiras (12m → 18m)	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o retorno médio mensal em somente 50% das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o IS médio mensal em somente 30% das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o IT médio mensal em 50% das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o AJ médio mensal em 50% das estratégias
Efeito do aumento da janela de retenção das carteiras (18m → 24m)	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras não aumentou o retorno médio mensal	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o IS médio mensal em somente 20 % das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o IT médio mensal em 50% das estratégias	Em média, o aumento do prazo de retenção das carteiras aumenta o AJ médio mensal em somente 20% das estratégias
Efeito dos diferentes modelos de precificação de ativos	Em média, o modelo de Dois Fatores tem retornos médios mensais maiores do que outros modelos de precificação em 100% das comparações (32 em 32), enquanto que o modelo de Três fatores é superior em somente 28,1% das comparações (9 em 32).	Em média, o modelo de Dois Fatores tem IS médios mensais maiores do que outro modelo de precificação em 81,3% das comparações (26 em 32), enquanto que o modelo de Três fatores é superior em somente 28,1% das comparações (9 em 32).	Em média, o modelo de Dois Fatores tem IT médios mensais maiores do que outro modelo de precificação em 100% das comparações (32 em 32), enquanto que os modelos de Três Fatores e Cinco Fatores é superior em somente 25% das comparações (8 em 32)	Em média, o modelo de Dois Fatores tem AJ médios mensais maiores do que outro modelo de precificação em 100% das comparações (32 em 32), enquanto que o modelo de Quatro Fatores é superior em somente 21,9% das comparações (7 em 32).

Fonte: Elaborado pelo autor.

## 5 CONCLUSÃO

Esse estudo investigou a presença, a constância e a magnitude da anomalia de ações de baixo risco (AABR), ou seja, a relação inversa entre o risco do ativo e o retorno do ativo no mercado de capitais brasileiro. Além dessas características, essa pesquisa avaliou os efeitos: (i) das diferentes janelas de mensuração dos coeficientes betas, (ii) das diferentes janelas de retenção das carteiras e (iii) dos diferentes modelos de precificação de ativos, para avaliar os efeitos dos prêmios de tamanho, valor, momento e iliquidez na AABR.

Confirmando os achados de Baker, Bradley e Wurgler (2011), de Baker e Haugen (2012), de Blitz, Pang e Van Vliet (2013) e de Frazzini e Pedersen (2014), a presente pesquisa constatou a presença da AABR na maioria das carteiras formadas. A presença e constância da AABR foi identificada em todas as medidas de performance utilizadas nessa pesquisa.

A exemplo da pesquisa de Baker e Haugen (2012), as carteiras com ações de menor risco obtiveram excesso percentual do retorno e do índice de Sharpe superior às carteiras com ações maior risco.

Embora esta pesquisa não ter intuito de fazer prova, a favor ou contrária, a qualquer teoria, a confirmação de presença de uma anomalia em mercados eficientes (AABR) demonstra que é possível aos investidores serem remunerados por risco que não são assumidos, contrariamente aos fundamentos da teoria do CAPM.

Os coeficientes betas foram determinados com base nos retornos mensais em duas janelas de mensuração: três anos (36 meses) e cinco anos (60 meses). As medidas de performance utilizadas indicam que, na maioria das estratégias, não houve acréscimo do potencial da anomalia em face à ampliação do prazo de mensuração dos betas.

As medidas de performance utilizadas indicam que os períodos de retenção das carteiras em que efeitos da AABR são mais pronunciados foram 6 e 12 meses, indicando que os efeitos da AABR podem ser reduzidos com o decorrer do tempo.

Ao comparar as medidas de performance entre as carteiras de baixo risco (Q1) e as carteiras de alto risco (Q5), o modelo de Dois Fatores teve as maiores diferenças absolutas entre todos os modelos de precificação utilizados,

indicando que o efeito de iliquidez dos ativos deve ser considerado na elaboração de estratégia para explorar a AABR.

Em que pese os resultados encontrados não tenham apresentado significância estatística, diferentemente dos resultados identificados por Blitz, Pang e Van Vliet (2013) e Frazzini e Pedersen (2014), deve ser avaliada a significância econômica dos resultados. Para Gujarati e Portert (2011), na proporção em que os tamanhos das amostras tornam-se muito grandes, os aspectos de significância econômica passam a ser fundamentais e a significância estatística perde a importância, ao ponto em que se utilizando amostras muito grandes praticamente nenhuma hipótese nula será rejeitada.

Esse estudo utilizou outros fatores de risco, além do risco de mercado, no intuito de mensurar o coeficiente do prêmio de mercado sem os possíveis efeitos decorrentes de tamanho, valor, momento e iliquidez; riscos já identificados no mercado acionário brasileiro. Considerando as avaliações de performance, tem-se que a liquidez como importante fator de risco para construção de portfólios que busquem explorar a AABR para obtenção de retornos incrementais.

A despeito de se ter identificado que o modelo que inclui a iliquidez como fator para a mensuração do beta como o melhor modelo para construção de portfólios de AABR, não foram mensurados os efeitos de AABR em diferentes níveis de liquidez. Dessa forma, recomenda-se a importância de estudos complementares para identificação do potencial efeito da iliquidez na AABR. A exemplo da pesquisa de Hong e Sraer (2012), a qual indica que os ativos com beta alto são mais propensos à especulação, sugere-se que pesquisas futuras avaliem a influência dos níveis de liquidez dos títulos e dos mercados sobre a AABR.

Por fim, espera-se que as análises e resultados da presente pesquisa tenham cooperado para o conhecimento acadêmico sobre a eficiência do mercado acionário brasileiro, bem como apresentado novos aspectos a serem considerados em estudos posteriores para a identificação de outros riscos que não estejam sendo eficientemente precificados nas operações realizadas no mercado acionário brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- ACHARYA, Viral V.; PEDERSEN, Lasse Heje. Asset pricing with liquidity risk. **Journal of Financial Economics**, v. 77, n. 2, p. 375-410, ago. 2005. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X05000334>>. Acesso em: 22 jan. 2014.
- ALMEIDA, Juliano Ribeiro de; EID JR., William. Estimando o retorno das ações com decomposição do índice book-to-market: evidências na Bovespa. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 8, n. 4, p. 417-441, 2010. Disponível em: <<http://gvpesquisa.fgv.br/sites/gvpesquisa.fgv.br/files/file/Artigo>>. Acesso em: 1 jul. 2014.
- AMIHUD, Yakov. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. **Journal of Financial Markets**, v. 5, n. 1, p. 31-56, jan. 2002. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1386418101000246>>. Acesso em: 1 jul. 2014.
- \_\_\_\_\_; MENDELSON, Haim. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v. 17, p. 223-249, 1986. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304405X86900656>>. Acesso em: 19 mar. 2014.
- ASNESS, Cliff; FRAZZINI, Andrea; PEDERSEN, Lasse Heje. **Low - risk investing without industry bets**. [S.l: s.n.], 2013.
- BAKER, Malcolm; BRADLEY, Brendan; WURGLER, Jeffrey. Benchmarks as limits to arbitrage: understanding the low-volatility anomaly. **Financial Analysts Journal**, v. 67, n. 1, p. 40-54, jan. 2011. Disponível em: <<http://www.cfapubs.org/doi/abs/10.2469/faj.v67.n1.4>>. Acesso em: 19 mar. 2014.
- BAKER, Nardin L.; HAUGEN, Robert A. **Low risk stocks outperform within all observable markets of the world**. [S.l: s.n.], 2012. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2055431>>. Acesso em: 18 mar. 2014.
- BLACK, Fischer; JENSEN, Michael C.; SCHOLES, Myron. The capital asset pricing model: some empirical tests. In: JENSEN, Michael C. (Org.). **Stud. Theory Cap. Mark**. Nova Iorque: Praeger, 1972. Disponível em: <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=908569](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=908569)>. Acesso em: 20 mar. 2014.
- BLITZ, David C.; PANG, Juan; VAN VLIET, Pim. The volatility effect in emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 16, p. 31-45, set. 2013. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1566014113000150>>. Acesso em: 18 mar. 2014.

BLITZ, David C.; VAN VLIET, Pim. The volatility effect. **The Journal of Portfolio Management**, v. 34, n. 1, p. 102-113, jan. 2007. Disponível em: <<http://www.ijournals.com/doi/abs/10.3905/jpm.2007.698039>>. Acesso em: 18 mar. 2014.

BODIE, Zvi; KANE, Alex; MARCUS, Alan J. **Investimentos**. 8. ed. Porto Alegre: AMGH, 2010.

BONDT, Werner F. M. de; THALER, Richard. Does the stock market overreact?. **The Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 793-805, 1985. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x/full>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. **Journal of Finance**, v. 42, n. 3, p. 557-581, 1987. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2328371>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

BRADFIELD, David. Investment Basics XLVI: on estimating the beta coefficient. **Investment Analysts Journal**, n. 57, 2003.

BRUNI, Adriano Leal; FAMÁ, Rubens. **Liquidez e avaliação de ativos financeiros**: evidências empíricas na Bovespa. [S.l: s.n.], 1998. Disponível em: <[http://www.anpad.org.br/diversos/trabalhos/EnANPAD/enanpad\\_1998/FIN/1998\\_FIN6.pdf](http://www.anpad.org.br/diversos/trabalhos/EnANPAD/enanpad_1998/FIN/1998_FIN6.pdf)>. Acesso em: 19 mar. 2014.

CARHART, Mark M. On persistence in mutual fund performance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x/full>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

DAVES, Phillip R.; EHRHARDT, Michael C.; KUNKEL, Robert A. Estimating systematic risk: the choice of return interval and estimation period. **J. Financ. Strateg. Decis.**, v. 13, n. 1, p. 7-13, 2000. Disponível em: <<http://www.financialdecisionsonline.org/archive/pdf/files/v13n1/daves.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2014.

DUTT, Tanuj; HUMPHERY-JENNER, Mark. Stock return volatility, operating performance and stock returns: international evidence on drivers of the “low volatility” anomaly. **Journal of Banking & Finance**, v. 37, n. 3, p. 999-1017, mar. 2013. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426612003408>>. Acesso em: 30 mar. 2014.

ELTON, Edwin J. et al. **Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos**. 8. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work\*. **The Journal of Finance**, p. 383-417, 1970. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x/full>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

\_\_\_\_\_. Efficient capital markets: II. **Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x/full>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

\_\_\_\_\_; FRENCH, Kenneth R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, fev. 1993. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X93900235>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25-46, set. 2004. Disponível em: <<http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/0895330042162430>>. Acesso em: 26 ago. 2014.

\_\_\_\_\_; MACBETH, James D. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. **The Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1831028>>. Acesso em: 5 maio 2014.

FRAZZINI, Andrea; KABILLER, David; PEDERSEN, Lasse Heje. **Buffett's alpha**. [S.l: s.n.], 2013. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w19681>>. Acesso em: 20 mar. 2014.

\_\_\_\_\_; PEDERSEN, Lasse Heje. Betting against beta. **Journal of Financial Economics**, v. 111, n. 1, p. 1-25, jan. 2014. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X13002675>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

GOMES, Eduardo da Silveira. **Prêmio de Liquidez no Brasil: um estudo sobre sua existência e seus impactos**. 2012. 40 f. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia, Rio de Janeiro, 2012.

GRIFFIN, John M. Are the Fama and french factors global or country specific?. **Rev. Financ. Stud.**, v. 15, n. 3, p. 783-803, 1 abr. 2002. Disponível em: <<http://rfs.oupjournals.org/cgi/doi/10.1093/rfs/15.3.783>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

GRINBLATT, Mark; TITMAN, Sheridan. **Mercados financeiros e estratégias corporativas**. 2. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: Artmed, 2011.

HONG, Harrison; SRAER, David. **Speculative betas**. [S.l: s.n.], 2012. Disponível em: <[ssrn.com/abstract=1967462](http://ssrn.com/abstract=1967462)>. Acesso em: 19 mar. 2014.

JEGADEESH, Narasimhan; TITMAN, Sheridan. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x/full>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

JENSEN, Michael C. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. **The Journal of Finance**, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1968. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x/full>>. Acesso em: 15 dez. 2014.

L'HER, Jean-François; MASMOUDI, Tarek; SURET, Jean-Marc. Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 14, n. 4, p. 313-328, out. 2004. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1042443104000034>>. Acesso em: 23 jun. 2014.

LAKONISHOK, Josef; SHLEIFER, Andrei; VISHNY, Robert W. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **The Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541-1578, 1994. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04772.x/full>>. Acesso em: 28 jun. 2014.

LIEW, Jimmy; VASSALOU, Maria. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?. **Journal of Financial Economics**, v. 57, p. 221-245, 2000. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X00000568>>. Acesso em: 1 jul. 2014.

LINTNER, John. 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. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1924119>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

LIU, Weimin. A liquidity-augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 82, n. 3, p. 631-671, dez. 2006. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X0600064X>>. Acesso em: 24 fev. 2014.

LUCENA, Pierre; PINTO, Antonio Carlos Figueiredo. Anomalias no mercado de ações brasileiro: uma modificação no modelo de Fama e French. **RAC Eletrônica**, v. 2, n. 3, p. 509-530, 2008.

MACHADO, Márcio André Veras; MEDEIROS, Otávio Riberio de. **Anomalias e retorno acionário: evidências empíricas do mercado brasileiro**. [S.l: s.n.], 2011.

MÁLAGA, Flávio Kezam; SECURATO, José Roberto. **Aplicação do modelo de três fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro: um estudo empírico do período 1995-2003.** [S.l: s.n.], 2004. p. 1-16. Disponível em: <[http://www.estrategieplan.com.br/docs/tese\\_tresfatores.pdf](http://www.estrategieplan.com.br/docs/tese_tresfatores.pdf)>. Acesso em: 1 jul. 2014.

MARKOWITZ, Harry. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x/full>>. Acesso em: 20 mar. 2014.

MILANI, Bruno; CERETTA, Paulo Sergio. Avaliação da performance de fundos de investimento: a história do pensamento atual. **Estudo & Debate**, v. 19, n. 1, p. 91-112, 2012. Disponível em: <<http://eduem.uem.br/ojs/index.php/EconRev/article/view/14684>>. Acesso em: 15 dez. 2014.

MOSSIN, Jan. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1910098>>. Acesso em: 1 jul. 2014.

MUSSA, Adriano. **A liquidez e os modelos de precificação de ativos: um estudo empírico no mercado acionário brasileiro de 1995 a 2011.** 2012. 168 p. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

\_\_\_\_\_; FAMÁ, Rubens; SANTOS, Jo. **A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro.** [S.l: s.n.], 2007. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/rege/article/view/49925/0>>. Acesso em: 23 jul. 2014.

\_\_\_\_\_; ROGERS, Pablo; SECURATO, José Roberto. Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. **Rev. Ciências da Adm.**, v. 11, n. 23, p. 192-216, 2009. Disponível em: <<http://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/3999086.pdf>>. Acesso em: 23 jul. 2014.

ROSS, Stephen A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, dez. 1976. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0022053176900466>>. Acesso em: 23 jul. 2014.

ROSTAGNO, Luciano Martin; SOARES, Karina Talamini Costa; SOARES, Rodrigo Oliveira. O perfil fundamentalista das carteiras vencedoras e perdedoras na Bovespa no período de 1995 a 2002. **Brazilian Business Review**, v. 5, n. 3, p. 271-288, 2008.

RUBESAM, Alexandre; BELTRAME, André L. Carteiras de variância mínima no Brasil. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 11, n. 1, p. 81-118, 2013.

SERRA, Ricardo G.; MARTELANC, Roy. Estimação de betas de ações com baixa liquidez. **BBR-Brazilian Business Review**, v. 10, n. 1, p. 49-80, 2013. Disponível em: <[http://bbronline.com.br/public/edicoes/10\\_1/artigos/clanksc2jh2532013220922.pdf](http://bbronline.com.br/public/edicoes/10_1/artigos/clanksc2jh2532013220922.pdf)>. Acesso em: 19 mar. 2014.

SEWELL, Martin. **History of the efficient market hypothesis**. [S.l: s.n.],, 2011.

SHARPE, William F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk\*. **The Journal of Finance**, v. XIX, n. 3, p. 425-442, 1964. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x/full>>. Acesso em: 19 mar. 2014.

\_\_\_\_\_. Mutual fund performance. **Journal of Business**, v. 39, n. 1, p. 119-138, 1966. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2351741>>. Acesso em: 20 mar. 2014.

SIMON, Davi. **Anomalia de ações de baixo risco no mercado brasileiro**. 2013. 112 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – UNISINOS, São Leopoldo, 2013.

VOLPE, Brunno Muhringer. **Qual índice de mercado utilizar?: um teste das aproximações da carteira de mercado brasileira**. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2010.

## APÊNDICE A – Estatísticas Descritivas dos Betas Históricos

Tabela 7 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo CAPM

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As ações que tiveram os 20% menores coeficientes betas formaram a carteira Q1. As ações que estavam entre os 20% menores e os 40% menores coeficientes betas formaram a carteira Q2. Esse procedimento foi repetido até a montagem da carteira Q5, que considerava as ações com os 20% maiores coeficientes beta. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

CAPM		3 anos					5 anos				
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,107591	0,389174	0,285827	0,270197	0,067954	0,283112	0,435215	0,337675	0,345324	0,038332
	Q2	0,401340	0,686871	0,588599	0,567918	0,070779	0,526030	0,713908	0,600966	0,608014	0,046213
	Q3	0,572060	0,890160	0,772057	0,764913	0,074052	0,726548	0,849866	0,785865	0,784146	0,030559
	Q4	0,814704	1,129896	0,982149	0,979703	0,078068	0,928100	1,088770	0,964418	0,978391	0,042327
	Q5	1,237068	1,616731	1,329351	1,372733	0,110162	1,166193	1,511794	1,311881	1,328483	0,087488
12 meses	Q1	0,110953	0,389174	0,289734	0,277429	0,061997	0,283112	0,435215	0,339234	0,346139	0,039549
	Q2	0,406855	0,686871	0,591044	0,576399	0,062516	0,526030	0,713908	0,603919	0,608538	0,047794
	Q3	0,590826	0,890160	0,773907	0,773862	0,064983	0,726548	0,849866	0,780117	0,782591	0,031026
	Q4	0,833020	1,129896	0,985860	0,987158	0,073122	0,928100	1,088770	0,962839	0,971525	0,034688
	Q5	1,237068	1,616731	1,332161	1,376986	0,111354	1,166193	1,511794	1,304723	1,318817	0,082212
18 meses	Q1	0,140678	0,389174	0,301478	0,286305	0,051250	0,283112	0,435215	0,345501	0,347228	0,040840
	Q2	0,429296	0,686871	0,592892	0,585872	0,050045	0,526030	0,713908	0,605285	0,609847	0,049179
	Q3	0,637286	0,890160	0,777604	0,784022	0,050893	0,726548	0,849866	0,774428	0,781626	0,031551
	Q4	0,875571	1,129896	0,986633	0,994858	0,067616	0,928100	1,038574	0,961367	0,964292	0,022839
	Q5	1,237068	1,616731	1,343086	1,383034	0,111549	1,166193	1,488280	1,302600	1,306646	0,071613
24 meses	Q1	0,159647	0,389174	0,302561	0,293541	0,043221	0,283112	0,435215	0,349117	0,350343	0,040849
	Q2	0,464775	0,686871	0,597504	0,593725	0,039772	0,526030	0,713908	0,615891	0,613099	0,049760
	Q3	0,676299	0,890160	0,786477	0,790454	0,044650	0,726548	0,849866	0,785164	0,783908	0,031547
	Q4	0,892260	1,129896	0,987592	0,998666	0,067072	0,928100	0,988664	0,960346	0,959514	0,015576
	Q5	1,237068	1,616731	1,338532	1,385778	0,113988	1,166193	1,432064	1,300338	1,294325	0,059325

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 8 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Dois Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As ações que tiveram os 20% menores coeficientes betas formaram a carteira Q1. As ações que estavam entre os 20% menores e os 40% menores coeficientes betas formaram a carteira Q2. Esse procedimento foi repetido até a montagem da carteira Q5, que considerava as ações com os 20% maiores coeficientes beta. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Dois Fatores		3 anos					5 anos				
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,144927	0,430336	0,315605	0,308515	0,062109	0,306043	0,478298	0,376315	0,383171	0,046486
	Q2	0,471948	0,755409	0,602388	0,606545	0,051850	0,552985	0,718279	0,638552	0,635312	0,041986
	Q3	0,681258	0,939290	0,801634	0,805307	0,050721	0,760837	0,857682	0,802748	0,806988	0,024477
	Q4	0,898814	1,159463	1,030452	1,029529	0,072778	0,941363	1,143703	0,986372	1,004781	0,057413
	Q5	1,288897	1,647194	1,432980	1,442138	0,102053	1,189537	1,571657	1,342979	1,372764	0,096640
12 meses	Q1	0,180323	0,430336	0,316711	0,316076	0,054275	0,306043	0,478298	0,380767	0,384556	0,047816
	Q2	0,539687	0,755409	0,603819	0,612284	0,046796	0,552985	0,718279	0,637786	0,634992	0,043440
	Q3	0,736105	0,939290	0,804581	0,810258	0,047019	0,760837	0,857682	0,800099	0,804240	0,022946
	Q4	0,898814	1,159463	1,033440	1,032029	0,073234	0,941363	1,143703	0,979299	0,995448	0,047002
	Q5	1,288897	1,647194	1,432980	1,442034	0,104682	1,189537	1,571657	1,339268	1,361718	0,090162
18 meses	Q1	0,222590	0,430336	0,318131	0,322177	0,049137	0,306043	0,478298	0,384033	0,386296	0,049197
	Q2	0,541716	0,755409	0,605918	0,615660	0,045807	0,552985	0,718279	0,638378	0,635165	0,045027
	Q3	0,736105	0,939290	0,806303	0,811325	0,048093	0,760837	0,857682	0,797264	0,801878	0,021739
	Q4	0,898814	1,159463	1,027520	1,028630	0,073837	0,941363	1,088526	0,978258	0,985490	0,030939
	Q5	1,288897	1,647194	1,424235	1,435840	0,104325	1,189537	1,546069	1,338071	1,347674	0,077072
24 meses	Q1	0,222590	0,430336	0,320952	0,327015	0,046484	0,306043	0,478298	0,386626	0,390453	0,048771
	Q2	0,555941	0,755409	0,608177	0,618865	0,045119	0,552985	0,718279	0,641271	0,637139	0,046236
	Q3	0,736105	0,939290	0,802981	0,810953	0,049546	0,760837	0,857682	0,796219	0,802298	0,022280
	Q4	0,898814	1,159463	1,023818	1,025386	0,074841	0,941363	1,021626	0,977241	0,978492	0,018924
	Q5	1,288897	1,647194	1,415642	1,429252	0,103993	1,189537	1,479352	1,333886	1,332910	0,059279

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Três Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As ações que tiveram os 20% menores coeficientes betas formaram a carteira Q1. As ações que estavam entre os 20% menores e os 40% menores coeficientes betas formaram a carteira Q2. Esse procedimento foi repetido até a montagem da carteira Q5, que considerava as ações com os 20% maiores coeficientes beta. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Três Fatores		3 anos					5 anos				
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	(0,010925)	0,403514	0,251600	0,234951	0,097260	0,217135	0,430709	0,358851	0,333751	0,072546
	Q2	0,333012	0,685902	0,510694	0,519245	0,083413	0,445296	0,682523	0,579021	0,563802	0,074050
	Q3	0,571802	0,887856	0,701299	0,713089	0,078453	0,597099	0,838015	0,708930	0,714104	0,074151
	Q4	0,820925	1,082148	0,910055	0,927492	0,062039	0,837803	0,987958	0,891597	0,900703	0,043394
	Q5	1,252072	1,419729	1,303471	1,310466	0,037339	1,143325	1,317311	1,253272	1,247250	0,038637
12 meses	Q1	(0,010925)	0,403514	0,262720	0,242654	0,093673	0,217135	0,430709	0,366705	0,340611	0,070201
	Q2	0,347125	0,685902	0,527015	0,526429	0,079443	0,445296	0,682523	0,587755	0,570001	0,072770
	Q3	0,575065	0,887856	0,714341	0,718822	0,076449	0,597099	0,838015	0,729820	0,720306	0,072845
	Q4	0,842271	1,082148	0,915853	0,931483	0,061100	0,847516	0,987958	0,894774	0,904559	0,042316
	Q5	1,252072	1,381641	1,301868	1,306789	0,033622	1,143325	1,317311	1,252293	1,246073	0,039552
18 meses	Q1	0,079722	0,403514	0,269670	0,253733	0,083425	0,217448	0,430709	0,373754	0,349523	0,064683
	Q2	0,373116	0,685902	0,538105	0,535416	0,072158	0,446166	0,682523	0,595009	0,578035	0,069143
	Q3	0,599039	0,887856	0,732899	0,726425	0,071681	0,597099	0,838015	0,734816	0,727586	0,070341
	Q4	0,842271	1,082148	0,918108	0,935812	0,060091	0,847516	0,987958	0,904454	0,908127	0,041804
	Q5	1,252072	1,381641	1,301868	1,307178	0,033884	1,143325	1,317311	1,245278	1,243518	0,039531
24 meses	Q1	0,079722	0,403514	0,271574	0,262617	0,077627	0,247801	0,430709	0,382133	0,359664	0,056349
	Q2	0,426176	0,685902	0,549117	0,543713	0,065839	0,482748	0,682523	0,605707	0,586893	0,064290
	Q3	0,605323	0,887856	0,735326	0,733274	0,068126	0,621704	0,838015	0,760347	0,737088	0,064507
	Q4	0,862886	1,082148	0,922521	0,940437	0,058773	0,847516	0,987958	0,909241	0,909857	0,042696
	Q5	1,252901	1,381641	1,303595	1,310186	0,032545	1,143325	1,311636	1,239156	1,239336	0,037874

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 10 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Quatro Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As ações que tiveram os 20% menores coeficientes betas formaram a carteira Q1. As ações que estavam entre os 20% menores e os 40% menores coeficientes betas formaram a carteira Q2. Esse procedimento foi repetido até a montagem da carteira Q5, que considerava as ações com os 20% maiores coeficientes beta. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Quatro fatores		3 anos					5 anos				
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,109139	0,434027	0,279236	0,268058	0,076075	0,247705	0,453620	0,389273	0,360515	0,062277
	Q2	0,416896	0,682602	0,541711	0,545217	0,067050	0,487547	0,697556	0,606835	0,590825	0,068922
	Q3	0,624018	0,886957	0,732941	0,739765	0,064045	0,641072	0,830476	0,727756	0,737423	0,059431
	Q4	0,854437	1,049558	0,943229	0,949742	0,044591	0,870314	0,982550	0,926153	0,926681	0,030465
	Q5	1,211794	1,453304	1,322411	1,322908	0,052417	1,120543	1,323480	1,266913	1,258126	0,042891
12 meses	Q1	0,109139	0,434027	0,285304	0,271729	0,076296	0,247705	0,453620	0,392897	0,365129	0,061929
	Q2	0,416896	0,682602	0,555820	0,548189	0,067308	0,487547	0,697556	0,621118	0,594905	0,069542
	Q3	0,624018	0,886957	0,762585	0,742100	0,064828	0,641072	0,830476	0,744391	0,739718	0,060876
	Q4	0,854437	1,049558	0,946833	0,951414	0,045084	0,870314	0,982550	0,927263	0,926974	0,031432
	Q5	1,211794	1,444057	1,320804	1,318777	0,050026	1,120543	1,323480	1,265404	1,256903	0,043985
18 meses	Q1	0,109139	0,434027	0,288557	0,278341	0,072844	0,247705	0,453620	0,397795	0,371764	0,059088
	Q2	0,424994	0,682602	0,564482	0,554823	0,063103	0,492780	0,697556	0,628013	0,600964	0,068302
	Q3	0,624018	0,886957	0,767757	0,747445	0,062691	0,641072	0,830476	0,749416	0,743411	0,061456
	Q4	0,854437	1,049558	0,951219	0,955480	0,043015	0,870314	0,982550	0,927263	0,927285	0,032491
	Q5	1,211794	1,444057	1,320512	1,318028	0,051236	1,120543	1,323480	1,265404	1,255423	0,044708
24 meses	Q1	0,109139	0,434027	0,295361	0,283309	0,072176	0,277081	0,453620	0,402839	0,381107	0,051244
	Q2	0,446409	0,682602	0,577358	0,561477	0,058817	0,500287	0,697556	0,632187	0,609313	0,064315
	Q3	0,624018	0,886957	0,770221	0,753839	0,058835	0,648579	0,830476	0,766568	0,750274	0,058883
	Q4	0,879018	1,049558	0,953855	0,960404	0,039175	0,870314	0,982550	0,927263	0,926323	0,033226
	Q5	1,211794	1,444057	1,321319	1,318632	0,052641	1,120543	1,323480	1,261230	1,252816	0,045460

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 11 - Estatística descritiva dos betas históricos utilizados para a formação das carteiras com base no modelo de Cinco Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). Os coeficientes betas dos ativos foram classificados em ordem crescente e utilizados para definir os quintis de formação das carteiras. As ações que tiveram os 20% menores coeficientes betas formaram a carteira Q1. As ações que estavam entre os 20% menores e os 40% menores coeficientes betas formaram a carteira Q2. Esse procedimento foi repetido até a montagem da carteira Q5, que considerava as ações com os 20% maiores coeficientes beta. As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Cinco Fatores		3 anos					5 anos				
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,032555	0,435569	0,253481	0,255297	0,094482	0,163202	0,464908	0,407078	0,369174	0,082520
	Q2	0,423682	0,735063	0,596188	0,580269	0,075953	0,462957	0,728821	0,633788	0,606536	0,084501
	Q3	0,618611	0,939365	0,794898	0,793412	0,084708	0,634747	0,877939	0,785512	0,768535	0,064173
	Q4	0,875737	1,222485	0,992864	1,011906	0,083569	0,882339	1,035276	0,964872	0,961480	0,034798
	Q5	1,233491	1,639470	1,370317	1,400520	0,107141	1,165214	1,407593	1,300755	1,294210	0,054973
12 meses	Q1	0,032555	0,435569	0,267520	0,260905	0,093661	0,163202	0,464908	0,413015	0,371787	0,084837
	Q2	0,423682	0,735063	0,597931	0,579757	0,077993	0,462957	0,728821	0,637740	0,608669	0,087082
	Q3	0,618611	0,939215	0,789916	0,786321	0,081217	0,634747	0,877939	0,785214	0,767183	0,066198
	Q4	0,875737	1,199001	0,987510	1,002212	0,074172	0,882339	1,017618	0,962325	0,957062	0,031593
	Q5	1,233491	1,631112	1,367602	1,389365	0,098530	1,165214	1,407593	1,298138	1,288096	0,051574
18 meses	Q1	0,032555	0,435569	0,268895	0,264225	0,094122	0,163202	0,464908	0,421118	0,379244	0,081962
	Q2	0,423682	0,735063	0,597134	0,577700	0,079565	0,462957	0,728821	0,653834	0,613724	0,087950
	Q3	0,618611	0,931653	0,784724	0,779369	0,077890	0,634747	0,877939	0,800097	0,767579	0,068332
	Q4	0,875737	1,131361	0,984333	0,993730	0,066631	0,882339	1,004298	0,960215	0,954090	0,030267
	Q5	1,233491	1,631112	1,361375	1,379430	0,091884	1,165214	1,349587	1,292154	1,281245	0,046357
24 meses	Q1	0,032555	0,435569	0,276876	0,266856	0,096369	0,265840	0,464908	0,423386	0,395888	0,060210
	Q2	0,423682	0,735063	0,593149	0,574721	0,080959	0,462957	0,728821	0,659152	0,625117	0,081707
	Q3	0,618611	0,931653	0,778612	0,773480	0,076318	0,634747	0,877939	0,805598	0,773870	0,067169
	Q4	0,875737	1,131361	0,980209	0,986890	0,062542	0,882339	1,004298	0,963342	0,954760	0,031329
	Q5	1,233491	1,631112	1,352975	1,373165	0,090044	1,165214	1,349587	1,288334	1,277257	0,045880

Fonte: Elaborado pelo autor.

## APÊNDICE B – Estatísticas Descritivas das Demais Variáveis Independentes

Tabela 12 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de tamanho (SMB)

Foram utilizados os modelos de Três Fatores, Quatro e Cinco Fatores para obtenção dos coeficientes betas de mercado. Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Retenção	Carteira	Três Fatores				Quatro Fatores				Cinco Fatores			
		3 anos		5 anos		3 anos		5 anos		3 anos		5 anos	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,349246	0,219784	0,303775	0,109408	0,381545	0,220342	0,327456	0,125138	0,530732	0,377135	0,369584	0,285841
	Q2	0,267589	0,158369	0,227094	0,152861	0,332048	0,194130	0,272240	0,165517	0,264749	0,277801	0,257277	0,198514
	Q3	0,293308	0,211908	0,276307	0,249326	0,304057	0,226364	0,318068	0,241643	0,206939	0,242884	0,177499	0,226521
	Q4	0,342720	0,262757	0,266755	0,228548	0,340713	0,292173	0,329375	0,227634	0,122263	0,274600	0,173305	0,241552
	Q5	0,451133	0,130105	0,343496	0,127118	0,516582	0,176681	0,393575	0,124638	0,085585	0,248095	0,144161	0,148987
12 meses	Q1	0,350587	0,224014	0,292304	0,103949	0,381257	0,225103	0,314896	0,119932	0,519507	0,384279	0,357894	0,292234
	Q2	0,269152	0,161476	0,212703	0,147359	0,331753	0,198224	0,251825	0,151796	0,270448	0,284311	0,243499	0,198217
	Q3	0,298517	0,216367	0,246804	0,230873	0,307226	0,231489	0,287068	0,218889	0,215826	0,246293	0,161579	0,225961
	Q4	0,353090	0,264837	0,241245	0,214599	0,342074	0,299138	0,303937	0,212617	0,135412	0,274937	0,151577	0,235120
	Q5	0,456842	0,128739	0,333367	0,125443	0,524639	0,176158	0,379165	0,116156	0,102169	0,243968	0,140488	0,153062
18 meses	Q1	0,333612	0,217769	0,275778	0,087936	0,362504	0,215680	0,298777	0,108471	0,512396	0,391079	0,332103	0,284516
	Q2	0,260173	0,161224	0,201905	0,147340	0,318621	0,190832	0,232180	0,138498	0,274151	0,291406	0,228065	0,197362
	Q3	0,298606	0,222196	0,217095	0,211851	0,305301	0,237213	0,256276	0,195253	0,219932	0,252388	0,140611	0,220474
	Q4	0,350609	0,271121	0,206808	0,180851	0,336471	0,306722	0,275370	0,192535	0,141587	0,281234	0,130237	0,230274
	Q5	0,456998	0,131435	0,323177	0,124312	0,524021	0,179962	0,363753	0,105491	0,111580	0,246907	0,133500	0,156280
24 meses	Q1	0,316442	0,212552	0,261704	0,074239	0,346366	0,211774	0,286079	0,102083	0,500575	0,400007	0,284286	0,239858
	Q2	0,251266	0,161399	0,189757	0,146030	0,302129	0,182340	0,215226	0,129407	0,274417	0,300032	0,204555	0,186426
	Q3	0,286926	0,223709	0,188938	0,195298	0,291475	0,237569	0,230382	0,179943	0,217103	0,258869	0,114381	0,207695
	Q4	0,331194	0,267008	0,179165	0,158566	0,318606	0,307174	0,250119	0,177531	0,145776	0,288476	0,102181	0,216136
	Q5	0,450236	0,132325	0,310350	0,119656	0,510168	0,176202	0,348190	0,094034	0,116608	0,249955	0,118241	0,152552

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 13 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de valor (HML)

Foram utilizados os modelos de Três Fatores, Quatro e Cinco Fatores para obtenção dos coeficientes betas de mercado. Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Retenção	Carteira	Três Fatores				Quatro Fatores				Cinco Fatores			
		3 anos		5 anos		3 anos		5 anos		3 anos		5 anos	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,045227	0,215137	(0,021857)	0,125223	0,057710	0,244566	(0,002798)	0,109602	0,094856	0,239765	0,045667	0,119860
	Q2	0,105256	0,104147	0,091885	0,107352	0,116778	0,143246	0,084821	0,121374	0,105713	0,135826	0,074176	0,100377
	Q3	0,050567	0,144261	0,077251	0,099540	0,066544	0,107667	0,032983	0,084683	0,049189	0,115284	0,004885	0,093880
	Q4	0,011088	0,221336	(0,012732)	0,149617	0,021690	0,165994	(0,001565)	0,144799	(0,003296)	0,165101	(0,027503)	0,148801
	Q5	(0,075533)	0,230641	(0,041189)	0,081503	(0,064105)	0,221271	(0,051923)	0,088820	(0,078949)	0,253198	(0,053519)	0,084074
12 meses	Q1	0,024773	0,200677	(0,011993)	0,123740	0,032160	0,223541	0,002692	0,111268	0,066288	0,210286	0,057142	0,115748
	Q2	0,105548	0,103567	0,105530	0,097448	0,110727	0,140444	0,101901	0,106146	0,100384	0,136955	0,083240	0,097402
	Q3	0,067437	0,128060	0,093529	0,080517	0,066260	0,108741	0,043779	0,076636	0,056192	0,113599	0,016566	0,084895
	Q4	0,026929	0,216263	0,000869	0,144836	0,029296	0,166794	0,009210	0,143639	0,013275	0,152144	(0,013007)	0,142800
	Q5	(0,043173)	0,189060	(0,030043)	0,072108	(0,035975)	0,190058	(0,039865)	0,078625	(0,044549)	0,211570	(0,043150)	0,076291
18 meses	Q1	(0,002740)	0,163803	0,002199	0,116566	(0,002856)	0,160746	0,012292	0,109466	0,037895	0,160662	0,069874	0,109974
	Q2	0,102003	0,103769	0,120902	0,082867	0,099193	0,133999	0,120360	0,084082	0,087607	0,128609	0,093151	0,093778
	Q3	0,079387	0,119960	0,105326	0,070108	0,070440	0,108427	0,053400	0,068741	0,054376	0,115803	0,029196	0,072695
	Q4	0,041970	0,212868	0,016564	0,137842	0,038768	0,166450	0,016708	0,146297	0,023407	0,148541	(0,000030)	0,139562
	Q5	(0,024521)	0,173640	(0,021354)	0,067116	(0,023188)	0,184132	(0,030364)	0,073068	(0,023581)	0,191855	(0,037904)	0,075112
24 meses	Q1	(0,016024)	0,158917	0,018151	0,106600	(0,011114)	0,158784	0,027736	0,099120	0,027046	0,158475	0,080035	0,107867
	Q2	0,107474	0,101005	0,133323	0,073338	0,095006	0,135465	0,131129	0,076384	0,085429	0,127944	0,101143	0,092154
	Q3	0,082283	0,121992	0,106730	0,069990	0,071497	0,109981	0,054400	0,070139	0,055333	0,117025	0,034795	0,070621
	Q4	0,046303	0,215679	0,019374	0,140707	0,044394	0,169295	0,017964	0,151619	0,028763	0,151278	0,002589	0,143212
	Q5	(0,018822)	0,177165	(0,014265)	0,064707	(0,020129)	0,189363	(0,025566)	0,073905	(0,015589)	0,194750	(0,033720)	0,076244

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 14 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de momento (WML)

Foram utilizados os modelos de Quatro e Cinco Fatores para obtenção dos coeficientes betas de mercado. Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Retenção	Carteira	Quatro Fatores				Cinco Fatores			
		3 anos		5 anos		3 anos		5 anos	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,133680	0,143786	0,064625	0,074451	0,130051	0,143614	0,064650	0,100698
	Q2	0,092207	0,132569	0,098923	0,089997	0,091389	0,130958	0,092646	0,082003
	Q3	0,076895	0,124497	0,116493	0,063089	0,117725	0,116216	0,100023	0,083050
	Q4	0,142280	0,103648	0,167574	0,101320	0,134616	0,098685	0,144513	0,076157
	Q5	0,162360	0,105974	0,137964	0,100068	0,148639	0,143102	0,151553	0,094547
12 meses	Q1	0,119959	0,134596	0,062139	0,076418	0,111978	0,122720	0,065747	0,104038
	Q2	0,075933	0,115420	0,096858	0,092691	0,076498	0,117535	0,090225	0,084139
	Q3	0,062584	0,111253	0,109620	0,059443	0,106870	0,109212	0,093091	0,081355
	Q4	0,130489	0,091634	0,160102	0,100400	0,125662	0,092943	0,140737	0,077193
	Q5	0,161666	0,108164	0,140998	0,102843	0,144844	0,145462	0,149443	0,097402
18 meses	Q1	0,105247	0,121099	0,061512	0,078610	0,100380	0,112092	0,070454	0,106189
	Q2	0,062903	0,104864	0,092145	0,094510	0,060692	0,100132	0,086107	0,085048
	Q3	0,051922	0,104298	0,105147	0,059064	0,093313	0,096137	0,082468	0,074219
	Q4	0,129782	0,093390	0,154345	0,101730	0,120514	0,092542	0,141365	0,079915
	Q5	0,158480	0,109385	0,148243	0,103001	0,141455	0,147946	0,150372	0,099862
24 meses	Q1	0,102434	0,121913	0,065188	0,080692	0,101989	0,114174	0,077405	0,107585
	Q2	0,059948	0,105719	0,093373	0,097410	0,054305	0,092894	0,082420	0,087273
	Q3	0,050663	0,106995	0,098605	0,056271	0,086667	0,092679	0,076249	0,072514
	Q4	0,132657	0,095304	0,152506	0,105290	0,119600	0,095130	0,138015	0,082209
	Q5	0,154193	0,111287	0,159097	0,099495	0,132279	0,146552	0,161286	0,095838

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 15 - Estatística descritiva dos coeficientes históricos pelo prêmio de iliquidez (IML)

Foram utilizados os modelos de Dois Fatores e Cinco Fatores para obtenção dos coeficientes betas de mercado. Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses.

Retenção	Carteira	Dois Fatores				Cinco Fatores			
		3 anos		5 anos		3 anos		5 anos	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
06 meses	Q1	0,161154	0,146127	0,121896	0,073629	(0,242636)	0,279532	(0,080889)	0,204127
	Q2	0,313439	0,190437	0,321652	0,168333	0,108961	0,226611	0,036987	0,119427
	Q3	0,362346	0,241113	0,337169	0,232154	0,174285	0,242460	0,184533	0,167952
	Q4	0,467072	0,269472	0,418883	0,257887	0,289531	0,225059	0,218404	0,123925
	Q5	0,707041	0,349485	0,531972	0,246654	0,611047	0,434497	0,336089	0,215827
12 meses	Q1	0,171492	0,141571	0,112126	0,065800	(0,227922)	0,279680	(0,080856)	0,210841
	Q2	0,315429	0,193674	0,299423	0,150985	0,102547	0,230887	0,030225	0,120306
	Q3	0,360150	0,247195	0,312480	0,219979	0,157195	0,237054	0,166982	0,159701
	Q4	0,461446	0,274178	0,380012	0,219698	0,263450	0,200553	0,213743	0,125930
	Q5	0,702314	0,354457	0,491233	0,199899	0,582569	0,427536	0,297430	0,163582
18 meses	Q1	0,180702	0,139872	0,102017	0,056483	(0,231038)	0,285572	(0,066518)	0,209138
	Q2	0,307952	0,196188	0,272319	0,118767	0,079564	0,213830	0,026828	0,122880
	Q3	0,344647	0,245212	0,287228	0,207564	0,131865	0,217613	0,152691	0,154316
	Q4	0,439541	0,265186	0,339950	0,169695	0,238494	0,172015	0,210374	0,128594
	Q5	0,664957	0,327069	0,450855	0,141053	0,542567	0,405301	0,264530	0,113289
24 meses	Q1	0,179782	0,142337	0,100296	0,054921	(0,228113)	0,293441	(0,029446)	0,170183
	Q2	0,291166	0,189804	0,252642	0,100394	0,050673	0,183137	0,040501	0,117660
	Q3	0,323133	0,236144	0,266989	0,203175	0,103904	0,189821	0,161154	0,157089
	Q4	0,419988	0,259186	0,317233	0,155247	0,213454	0,143492	0,217856	0,130545
	Q5	0,624188	0,291752	0,418869	0,088915	0,497063	0,368713	0,255696	0,112297

Fonte: Elaborado pelo autor.

## APÊNDICE C – Estatísticas Descritivas dos Betas Futuros

Tabela 16 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo CAPM

Para a mensuração dos betas históricos foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. Os betas futuros foram determinados pela regressão dos retornos logarítmicos mensais mensurados durante os períodos de retenção das carteiras.

CAPM		3 anos						5 anos					
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p valor	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p-valor
06 meses	Q1	(1,215441)	1,249084	0,349716	0,356598	0,354253	0,205475	(1,114324)	1,369977	0,434786	0,430971	0,405211	0,208377
	Q2	(0,358168)	1,285246	0,506872	0,524698	0,250065	0,132007	(1,811763)	1,300770	0,463515	0,410813	0,388782	0,191990
	Q3	(0,174432)	1,413698	0,630223	0,640850	0,257155	0,102586	(0,083826)	1,704243	0,563452	0,596685	0,280929	0,108648
	Q4	(0,186200)	2,044753	0,774551	0,789959	0,282521	0,074337	(0,292301)	1,418245	0,768051	0,760969	0,267743	0,055566
	Q5	(0,795063)	1,513292	1,049360	0,987119	0,320233	0,054334	(1,276689)	1,341715	0,958381	0,859907	0,415571	0,060541
12 meses	Q1	(0,182399)	0,809000	0,443319	0,402347	0,211511	0,127241	(0,359540)	1,094726	0,377394	0,447350	0,299472	0,137988
	Q2	0,099470	0,991027	0,489021	0,524956	0,184618	0,031647	(0,048565)	0,924281	0,460235	0,457103	0,210983	0,114073
	Q3	0,183449	1,008207	0,607408	0,637245	0,177659	0,013462	(0,156107)	1,298299	0,575107	0,579142	0,243662	0,051751
	Q4	0,379114	1,393635	0,791945	0,803017	0,193444	0,009333	0,366667	1,155407	0,721826	0,740595	0,142154	0,003994
	Q5	(0,246300)	1,312021	0,955722	0,912656	0,264110	0,066758	(0,702980)	1,219183	0,934405	0,816374	0,359525	0,107056
18 meses	Q1	(0,320004)	0,723668	0,447575	0,405539	0,185972	0,097704	(0,145643)	0,958855	0,454421	0,457738	0,270541	0,111439
	Q2	0,066595	0,950494	0,496752	0,516640	0,168600	0,020061	(0,147501)	0,826218	0,444110	0,454514	0,195555	0,073532
	Q3	0,368371	1,025552	0,599043	0,637844	0,160240	0,001588	0,023767	0,977009	0,539893	0,562745	0,182807	0,036166
	Q4	0,465716	1,228110	0,760854	0,784296	0,160782	0,000877	0,140110	1,003498	0,716077	0,712312	0,142939	0,021211
	Q5	0,301708	1,183286	0,936124	0,912374	0,163641	0,028557	(0,096451)	1,167091	0,897465	0,822973	0,259642	0,091740
24 meses	Q1	(0,146980)	0,779092	0,440125	0,421527	0,162413	0,060600	0,057877	1,139788	0,395849	0,481994	0,251198	0,057781
	Q2	0,110893	0,877760	0,538460	0,531372	0,157701	0,012932	0,056236	0,746264	0,422900	0,445239	0,155276	0,042372
	Q3	0,369708	0,991803	0,598219	0,623536	0,148662	0,000208	0,095060	0,819075	0,521611	0,550341	0,161451	0,023264
	Q4	0,511086	1,177507	0,735301	0,766224	0,154687	0,000177	0,215912	0,917293	0,696192	0,683548	0,118570	0,009223
	Q5	0,508442	1,177482	0,903685	0,895028	0,129653	0,005558	0,290613	1,156537	0,839472	0,805266	0,205844	0,042832

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 17 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Dois Fatores

Para a mensuração dos betas históricos foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. Os betas futuros foram determinados pela regressão dos retornos logarítmicos mensais mensurados durante os períodos de retenção das carteiras.

Dois Fatores		3 anos						5 anos					
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p valor	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p-valor
06 meses	Q1	(1,033221)	2,192136	0,424382	0,419387	0,429978	0,241461	(1,638532)	2,508257	0,492049	0,508687	0,551190	0,221453
	Q2	(0,222575)	1,327352	0,485617	0,519952	0,274205	0,156762	(0,678217)	1,187518	0,458510	0,452233	0,315527	0,222862
	Q3	(0,038375)	1,733216	0,643029	0,647093	0,258691	0,117382	(0,424577)	1,468471	0,501447	0,567399	0,288402	0,135348
	Q4	(0,181190)	2,093115	0,808159	0,816184	0,305122	0,096594	(0,324155)	1,577713	0,764428	0,736749	0,297698	0,114549
	Q5	(0,866718)	1,884602	0,994040	0,945457	0,388667	0,102093	(1,371872)	1,389063	0,960733	0,864939	0,412532	0,086539
12 meses	Q1	(0,170972)	0,907887	0,455927	0,448874	0,239187	0,129156	(0,300864)	1,149484	0,463026	0,496078	0,305980	0,140294
	Q2	0,095925	0,963018	0,477268	0,516787	0,188802	0,036574	(0,516073)	0,975499	0,454458	0,469427	0,270983	0,115294
	Q3	0,238756	1,070879	0,647940	0,677035	0,179422	0,012659	0,011923	1,243257	0,584205	0,607118	0,211646	0,024904
	Q4	0,368462	1,392952	0,797724	0,803721	0,183935	0,007389	(0,201637)	1,090206	0,699134	0,700982	0,200240	0,043135
	Q5	(0,364022)	1,335198	0,920574	0,886429	0,258431	0,065998	(0,611153)	1,200843	0,908928	0,838269	0,297788	0,083607
18 meses	Q1	(0,245405)	0,832723	0,478304	0,435333	0,199391	0,102858	(0,107635)	1,033555	0,484806	0,498074	0,267132	0,108625
	Q2	0,104335	0,877211	0,472706	0,518423	0,165894	0,016149	(0,349419)	0,869664	0,429795	0,465795	0,224408	0,081956
	Q3	0,398389	1,006821	0,642377	0,671237	0,158207	0,001380	0,106771	0,983826	0,523820	0,574819	0,181200	0,018973
	Q4	0,430392	1,220736	0,772028	0,789562	0,153074	0,000636	(0,068796)	0,961609	0,688968	0,690519	0,159954	0,027996
	Q5	0,214839	1,194364	0,906244	0,887746	0,166359	0,033741	0,100198	1,164785	0,912429	0,838242	0,231435	0,067838
24 meses	Q1	(0,070329)	0,799655	0,451117	0,437619	0,160887	0,064481	0,118357	1,019287	0,426099	0,509703	0,236469	0,056592
	Q2	0,160326	0,822745	0,513746	0,536814	0,152011	0,008442	(0,113072)	0,786694	0,467843	0,463700	0,176276	0,055318
	Q3	0,386757	0,969933	0,625708	0,650296	0,148446	0,000334	0,174438	0,903305	0,519925	0,554221	0,162407	0,012043
	Q4	0,462459	1,157777	0,725038	0,761610	0,144441	0,000034	0,292639	1,011268	0,665580	0,678551	0,122875	0,004654
	Q5	0,460133	1,222905	0,882064	0,874674	0,138684	0,008366	0,398492	1,163547	0,837223	0,812123	0,186560	0,028526

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 18 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Três Fatores

Para a mensuração dos betas históricos foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. Os betas futuros foram determinados pela regressão dos retornos logarítmicos mensais mensurados durante os períodos de retenção das carteiras.

Três Fatores		3 anos						5 anos					
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p valor	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p-valor
06 meses	Q1	(2,309414)	2,375317	0,397056	0,373842	0,507830	0,301752	(1,121385)	1,938354	0,383351	0,368488	0,530774	0,301307
	Q2	(0,603350)	2,609042	0,532949	0,552814	0,447406	0,268623	(2,306993)	2,396820	0,519990	0,516601	0,565176	0,239513
	Q3	(0,784592)	2,184176	0,626227	0,651151	0,422324	0,179045	(1,253329)	1,492944	0,514432	0,506951	0,451680	0,232220
	Q4	(0,280765)	2,982436	0,780612	0,806335	0,436690	0,169066	(0,331070)	4,816975	0,711519	0,770789	0,543172	0,149021
	Q5	(0,087939)	3,534253	1,059216	1,049020	0,461771	0,118016	(1,246496)	4,492797	1,051402	1,001426	0,618192	0,101872
12 meses	Q1	(0,139872)	1,107911	0,441294	0,427275	0,198300	0,112266	(0,732228)	0,983298	0,368352	0,414011	0,291911	0,116603
	Q2	(0,043379)	1,098791	0,503804	0,517716	0,210207	0,061243	(0,144091)	1,157931	0,525702	0,548013	0,250787	0,095165
	Q3	0,168677	1,042846	0,561438	0,607002	0,199137	0,034666	(0,162223)	1,309274	0,552586	0,552392	0,231444	0,064799
	Q4	0,256410	1,289331	0,769955	0,779266	0,193599	0,035437	0,074844	1,061901	0,668949	0,674494	0,197996	0,061014
	Q5	0,144417	1,514585	0,935025	0,940891	0,213464	0,032634	(0,272308)	1,254735	0,951650	0,852680	0,320744	0,104225
18 meses	Q1	(0,024893)	0,683603	0,425838	0,415359	0,156467	0,068112	(0,073168)	0,917442	0,388136	0,445434	0,239014	0,075432
	Q2	0,031911	0,969044	0,496807	0,511783	0,165166	0,027912	(0,008840)	0,829497	0,495106	0,505535	0,193618	0,065899
	Q3	0,293842	0,994038	0,580039	0,607766	0,173742	0,007997	0,014781	0,965011	0,537957	0,543167	0,178123	0,041025
	Q4	0,386609	1,189244	0,736208	0,784503	0,176916	0,005711	0,036725	1,039993	0,667812	0,658806	0,167241	0,037772
	Q5	0,493588	1,181694	0,916628	0,924375	0,137285	0,012142	0,369473	1,180447	0,882851	0,860518	0,197551	0,057488
24 meses	Q1	0,085732	0,667501	0,433350	0,415338	0,139614	0,040583	0,105103	0,961352	0,387705	0,458778	0,233937	0,052918
	Q2	0,139983	0,794074	0,495765	0,517447	0,149934	0,021327	0,033091	0,727146	0,484207	0,484536	0,148185	0,037378
	Q3	0,240343	0,918375	0,565246	0,600005	0,158159	0,006716	0,207430	0,862641	0,516717	0,531004	0,148782	0,025062
	Q4	0,435974	1,166056	0,726524	0,774202	0,175943	0,001516	0,138165	0,990394	0,651541	0,653945	0,131418	0,018390
	Q5	0,430440	1,180082	0,883980	0,893626	0,130236	0,004177	0,478636	1,130812	0,829898	0,820429	0,160381	0,026051

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 19 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Quatro Fatores

Para a mensuração dos betas históricos foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. Os betas futuros foram determinados pela regressão dos retornos logarítmicos mensais mensurados durante os períodos de retenção das carteiras.

Quatro fatores		3 anos						5 anos					
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p valor	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p-valor
06 meses	Q1	(4,872319)	3,018170	0,430330	0,419057	0,788830	0,371377	(2,063743)	1,228646	0,435287	0,349513	0,546468	0,337332
	Q2	(1,964069)	4,006716	0,604237	0,624861	0,747616	0,335256	(3,639229)	2,941993	0,495249	0,421466	0,762318	0,359677
	Q3	(3,437337)	4,604664	0,661143	0,598564	0,835620	0,292570	(1,076173)	2,085857	0,471032	0,471081	0,550790	0,423830
	Q4	(0,626199)	8,355308	0,814874	0,824031	0,843350	0,220181	(0,743046)	7,599953	0,720933	0,771535	0,830871	0,250623
	Q5	(2,775948)	13,740736	1,048040	1,169014	1,399648	0,248546	(2,261905)	8,562641	1,094904	1,128365	1,085486	0,195333
12 meses	Q1	(0,020771)	0,972470	0,438916	0,427735	0,174286	0,116525	(0,150397)	0,840598	0,419864	0,417760	0,226261	0,117062
	Q2	(0,123411)	1,255642	0,501375	0,537248	0,237826	0,101978	(0,349820)	1,091540	0,478226	0,491228	0,273233	0,119928
	Q3	(0,177898)	1,070700	0,543285	0,586827	0,245926	0,071040	0,004321	1,123994	0,538064	0,549105	0,188474	0,073024
	Q4	0,231815	1,103274	0,765052	0,753022	0,170753	0,026451	(0,031978)	0,999580	0,700777	0,679591	0,184496	0,052608
	Q5	0,063535	1,570765	0,947523	0,940211	0,213100	0,029075	(0,377870)	1,325226	0,960530	0,865323	0,326621	0,111716
18 meses	Q1	0,159708	0,689369	0,439576	0,424234	0,122972	0,044298	0,055831	0,846519	0,411580	0,443309	0,216032	0,067403
	Q2	(0,155720)	0,966447	0,494594	0,530154	0,192904	0,040305	(0,129301)	0,902468	0,484672	0,487188	0,199371	0,065181
	Q3	0,303672	1,080396	0,555449	0,618581	0,193592	0,020648	(0,024067)	0,943434	0,530534	0,539420	0,156166	0,040611
	Q4	0,264809	1,023262	0,754722	0,745549	0,138070	0,011690	0,033523	0,960836	0,680805	0,658856	0,153707	0,039551
	Q5	0,411953	1,211830	0,914183	0,925976	0,149840	0,004733	0,498338	1,166688	0,904920	0,875548	0,175866	0,063224
24 meses	Q1	0,068691	0,663865	0,425996	0,415010	0,121894	0,037078	0,117770	0,928046	0,451854	0,452366	0,221563	0,048350
	Q2	0,040725	0,981700	0,520638	0,531913	0,171374	0,023758	(0,063023)	0,816195	0,455781	0,457018	0,172992	0,050477
	Q3	0,249670	1,049351	0,549699	0,614770	0,192730	0,010338	0,187645	0,893859	0,525286	0,536414	0,135962	0,023607
	Q4	0,364706	0,979542	0,732853	0,747790	0,127698	0,003559	0,113483	0,962511	0,658457	0,639922	0,118775	0,023664
	Q5	0,476851	1,220223	0,868335	0,885799	0,157149	0,005959	0,536281	1,155319	0,854044	0,836397	0,149537	0,031267

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 20 - Estatística descritiva dos betas futuros no modelo de Cinco Fatores

Para a mensuração dos betas históricos foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. Os betas futuros foram determinados pela regressão dos retornos logarítmicos mensais mensurados durante os períodos de retenção das carteiras. (\*) Não Aplicável por não ter o número mínimo de observações (graus de liberdade).

Cinco Fatores		3 anos						5 anos					
Retenção	Carteira	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p valor	Mínimo	Máximo	Mediana	Média	Desvio-padrão	p-valor
06 meses	Q1	(13,936511)	29,285249	0,408843	0,290012	3,818934	NA (*)	(14,766407)	47,588672	0,432146	0,708944	5,438046	NA (*)
	Q2	(61,404580)	28,199616	0,582732	0,385282	6,695256	NA (*)	(5,070643)	6,913595	0,453021	0,437433	1,676623	NA (*)
	Q3	(8,200192)	11,876792	0,574341	0,606182	2,055928	NA (*)	(6,354221)	4,495956	0,633320	0,606290	1,228922	NA (*)
	Q4	(30,568570)	10,462810	0,807241	0,762150	3,351576	NA (*)	(7,333376)	10,483929	0,792077	0,691540	1,698293	NA (*)
	Q5	(454,563564)	50,770247	0,968933	(1,936405)	43,377923	NA (*)	(7,023072)	11,281564	0,860161	0,876791	1,889372	NA (*)
12 meses	Q1	0,034653	1,204233	0,468016	0,465581	0,194335	0,133512	(0,456606)	0,908141	0,456491	0,473736	0,221752	0,113016
	Q2	(0,103264)	1,179289	0,514323	0,545591	0,246398	0,101262	(0,089169)	1,113666	0,489605	0,508457	0,210439	0,099472
	Q3	(0,225417)	1,297540	0,599436	0,614928	0,277270	0,096305	0,109650	1,133413	0,576417	0,571045	0,169201	0,054253
	Q4	0,405861	1,154062	0,756926	0,756126	0,158867	0,019987	(0,228433)	0,992394	0,700679	0,655185	0,218386	0,064928
	Q5	0,163341	1,525845	0,887845	0,856122	0,254093	0,051979	(0,152420)	1,307744	0,849290	0,802342	0,299899	0,116330
18 meses	Q1	(0,046204)	0,903737	0,454357	0,448725	0,127028	0,059713	0,158080	0,823731	0,470377	0,487522	0,177183	0,066772
	Q2	0,136655	0,980882	0,502203	0,549548	0,174768	0,034476	0,131081	0,836882	0,495416	0,514471	0,153896	0,029456
	Q3	0,183372	1,058403	0,595434	0,633137	0,191664	0,027158	(0,149404)	1,012168	0,579788	0,583772	0,160257	0,027544
	Q4	0,473496	1,017947	0,745708	0,740301	0,128376	0,002559	0,102275	0,885262	0,638567	0,600476	0,168025	0,063098
	Q5	0,356091	1,208792	0,856373	0,870153	0,174584	0,012323	0,349662	1,082238	0,846370	0,831351	0,162985	0,069929
24 meses	Q1	0,053575	0,887440	0,441553	0,435774	0,111516	0,043132	0,158789	0,870910	0,419073	0,476989	0,184488	0,052917
	Q2	0,226667	0,904867	0,499149	0,537958	0,163599	0,018843	0,080171	0,908255	0,464099	0,493773	0,150683	0,029806
	Q3	0,248234	1,027240	0,620311	0,652386	0,181324	0,008928	0,123178	0,910381	0,578589	0,578638	0,137954	0,019255
	Q4	0,478368	1,008889	0,740997	0,725386	0,134973	0,000353	0,184519	0,901394	0,602725	0,589700	0,138776	0,039691
	Q5	0,443175	1,185012	0,808675	0,838365	0,170597	0,008630	0,530429	1,102272	0,786979	0,794800	0,135090	0,030571

Fonte: Elaborado pelo autor.

## APÊNDICE D – Distribuição dos Retornos Médios

Tabela 21 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo CAPM

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. (\*) A coluna "% Jarque Bera" indica o percentual de carteiras em que os retornos obtiveram valor superior a 5% para o teste de Jarque-Bera, denotando normalidade.

CAPM		3 anos				5 anos			
Retenção	Carteira	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)
06 meses	Q1	0,013996	0,043318	0,751776	100,0000	0,012733	0,045957	0,737074	100,0000
	Q2	0,016306	0,045001	0,746820	100,0000	0,011910	0,046519	0,706922	100,0000
	Q3	0,014254	0,050238	0,737875	100,0000	0,010399	0,047185	0,732951	100,0000
	Q4	0,017246	0,062258	0,760793	100,0000	0,012888	0,056709	0,699359	100,0000
	Q5	0,011040	0,078557	0,753271	100,0000	0,007917	0,079733	0,739854	100,0000
12 meses	Q1	0,014123	0,048702	0,617153	93,5185	0,011197	0,051409	0,651137	91,6667
	Q2	0,015894	0,046562	0,610920	92,5926	0,012803	0,049996	0,536084	84,5238
	Q3	0,015359	0,050813	0,633633	94,4444	0,012357	0,050448	0,627547	96,4286
	Q4	0,015401	0,064123	0,658448	97,2222	0,011981	0,057758	0,629647	98,8095
	Q5	0,010622	0,081680	0,682960	96,2963	0,007317	0,086129	0,650542	95,2381
18 meses	Q1	0,014881	0,052238	0,509215	90,1961	0,010424	0,056483	0,521145	87,1795
	Q2	0,014920	0,048972	0,550058	91,1765	0,011795	0,052671	0,494248	93,5897
	Q3	0,014961	0,051228	0,567316	92,1569	0,011951	0,052666	0,540167	85,8974
	Q4	0,015278	0,063441	0,577064	94,1176	0,011753	0,061536	0,540609	92,3077
	Q5	0,010080	0,082529	0,589568	96,0784	0,007781	0,088377	0,550991	93,5897
24 meses	Q1	0,015034	0,055287	0,441987	92,7083	0,009125	0,060988	0,403752	76,3889
	Q2	0,013963	0,051302	0,451375	78,1250	0,010738	0,054251	0,512611	93,0556
	Q3	0,014764	0,050803	0,520029	90,6250	0,010490	0,054729	0,516805	87,5000
	Q4	0,015358	0,061981	0,514840	89,5833	0,011176	0,062587	0,447282	80,5556
	Q5	0,010729	0,082383	0,587131	92,7083	0,008323	0,089109	0,468949	94,4444

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 22 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Dois Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. (\*) A coluna “% Jarque Bera” indica o percentual de carteiras em que os retornos obtiveram valor superior a 5% para o teste de Jarque-Bera, denotando normalidade.

Dois Fatores		3 anos				5 anos			
Retenção	Carteira	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)
06 meses	Q1	0,015607	0,045958	0,758153	100,0000	0,013923	0,051934	0,753937	100,0000
	Q2	0,015230	0,042740	0,739815	100,0000	0,010229	0,044471	0,710418	100,0000
	Q3	0,016442	0,051662	0,751600	100,0000	0,012314	0,047345	0,739778	100,0000
	Q4	0,016389	0,061697	0,734741	100,0000	0,012662	0,057176	0,705918	100,0000
	Q5	0,009574	0,078636	0,759253	100,0000	0,007278	0,078344	0,735041	100,0000
12 meses	Q1	0,015565	0,050848	0,616337	95,3704	0,012170	0,056253	0,636973	94,0476
	Q2	0,015212	0,044920	0,604686	90,7407	0,011677	0,050469	0,556706	89,2857
	Q3	0,016236	0,053865	0,620667	96,2963	0,013202	0,049602	0,596715	90,4762
	Q4	0,015115	0,063209	0,658463	96,2963	0,012043	0,061002	0,638607	96,4286
	Q5	0,009820	0,081379	0,686368	95,3704	0,006892	0,081854	0,662207	96,4286
18 meses	Q1	0,015966	0,054618	0,506856	88,2353	0,011377	0,061136	0,520676	89,7436
	Q2	0,014278	0,047325	0,533391	89,2157	0,010838	0,054342	0,519354	94,8718
	Q3	0,015566	0,054239	0,561638	95,0980	0,012677	0,051806	0,556643	84,6154
	Q4	0,014551	0,063418	0,576117	87,2549	0,011005	0,064022	0,566759	91,0256
	Q5	0,010000	0,081727	0,586644	96,0784	0,007967	0,083869	0,578149	92,3077
24 meses	Q1	0,015707	0,058091	0,425072	81,2500	0,010784	0,065785	0,425297	80,5556
	Q2	0,013726	0,049448	0,446452	80,2083	0,009477	0,055673	0,494757	86,1111
	Q3	0,015105	0,053746	0,530922	94,7917	0,011272	0,053952	0,557137	90,2778
	Q4	0,014936	0,061820	0,523828	87,5000	0,010407	0,065240	0,506941	77,7778
	Q5	0,010601	0,081661	0,579065	90,6250	0,008258	0,084375	0,463198	88,8889

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 23 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Três Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. (\*) A coluna “% Jarque Bera” indica o percentual de carteiras em que os retornos obtiveram valor superior a 5% para o teste de Jarque-Bera, denotando normalidade.

Três Fatores		3 anos				5 anos			
Retenção	Carteira	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)
06 meses	Q1	0,011782	0,045674	0,749686	100,0000	0,011799	0,046009	0,732035	100,0000
	Q2	0,017188	0,046009	0,726795	100,0000	0,014272	0,052013	0,738174	100,0000
	Q3	0,016198	0,048306	0,748352	100,0000	0,009932	0,047651	0,717596	100,0000
	Q4	0,018592	0,063321	0,743752	100,0000	0,012323	0,054810	0,709182	100,0000
	Q5	0,009841	0,075750	0,753502	100,0000	0,008613	0,080176	0,735619	100,0000
12 meses	Q1	0,012161	0,047641	0,656922	97,2222	0,011412	0,049297	0,602718	92,8571
	Q2	0,017303	0,048109	0,595660	93,5185	0,012483	0,054892	0,621882	95,2381
	Q3	0,015827	0,051507	0,640072	94,4444	0,012284	0,050304	0,606656	94,0476
	Q4	0,017137	0,067122	0,686712	98,1481	0,012851	0,058486	0,638354	100,0000
	Q5	0,009356	0,076906	0,674163	97,2222	0,007115	0,084991	0,654281	96,4286
18 meses	Q1	0,013248	0,048806	0,548577	94,1176	0,010545	0,054791	0,505248	92,3077
	Q2	0,016579	0,050098	0,519213	90,1961	0,011615	0,054379	0,592470	97,4359
	Q3	0,015027	0,053560	0,569282	93,1373	0,012365	0,053348	0,527046	89,7436
	Q4	0,016408	0,067503	0,596864	97,0588	0,011620	0,062019	0,514330	88,4615
	Q5	0,009209	0,078153	0,594525	96,0784	0,007915	0,087953	0,586947	96,1538
24 meses	Q1	0,013840	0,050309	0,515237	87,5000	0,008909	0,059696	0,388785	81,9444
	Q2	0,015689	0,052711	0,478464	89,5833	0,010005	0,055246	0,543915	90,2778
	Q3	0,014466	0,054419	0,469056	91,6667	0,011886	0,055219	0,475905	86,1111
	Q4	0,016348	0,066094	0,550946	94,7917	0,011245	0,063917	0,457813	87,5000
	Q5	0,009833	0,078077	0,547246	89,5833	0,008227	0,088859	0,543292	94,4444

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 24 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Quatro Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. (\*) A coluna “% Jarque Bera” indica o percentual de carteiras em que os retornos obtiveram valor superior a 5% para o teste de Jarque-Bera, denotando normalidade.

Quatro Fatores		3 anos				5 anos			
Retenção	Carteira	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)
06 meses	Q1	0,013675	0,044419	0,737519	100,0000	0,010546	0,043342	0,717568	100,0000
	Q2	0,015879	0,048403	0,713514	100,0000	0,014419	0,047922	0,732339	100,0000
	Q3	0,016902	0,052662	0,725544	100,0000	0,012706	0,052601	0,714536	100,0000
	Q4	0,015839	0,056719	0,738113	100,0000	0,010048	0,054559	0,713225	100,0000
	Q5	0,011690	0,077926	0,759804	100,0000	0,008933	0,080499	0,741803	100,0000
12 meses	Q1	0,013893	0,047770	0,620168	96,2963	0,010357	0,046115	0,630073	92,8571
	Q2	0,016266	0,052924	0,619931	96,2963	0,014087	0,052537	0,574406	90,4762
	Q3	0,016865	0,053864	0,614772	91,6667	0,012606	0,052214	0,628912	91,6667
	Q4	0,015743	0,061403	0,654507	95,3704	0,010750	0,058367	0,585546	100,0000
	Q5	0,009326	0,076963	0,685864	98,1481	0,007956	0,086669	0,651735	95,2381
18 meses	Q1	0,014174	0,048714	0,493683	93,1373	0,009929	0,051801	0,475633	88,4615
	Q2	0,014951	0,054162	0,550375	97,0588	0,013429	0,053137	0,541681	93,5897
	Q3	0,016633	0,055948	0,579243	88,2353	0,012071	0,054196	0,556779	87,1795
	Q4	0,015514	0,063709	0,570717	95,0980	0,010191	0,060950	0,504587	91,0256
	Q5	0,009100	0,076349	0,580428	96,0784	0,008202	0,090708	0,568207	96,1538
24 meses	Q1	0,014654	0,051542	0,436151	89,5833	0,008496	0,057504	0,387546	83,3333
	Q2	0,014670	0,054797	0,558694	94,7917	0,011652	0,053524	0,545187	84,7222
	Q3	0,015636	0,056346	0,557465	93,7500	0,011297	0,056139	0,433336	77,7778
	Q4	0,015212	0,063521	0,473669	88,5417	0,010266	0,062298	0,460716	81,9444
	Q5	0,009791	0,075901	0,506985	84,3750	0,008420	0,092215	0,491721	95,8333

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 25 - Distribuição dos retornos médios das carteiras formadas com base no modelo de Cinco Fatores

Para a mensuração dos betas foram utilizados os retornos mensais de 3 anos (36 meses) e 5 anos (60 meses). As carteiras montadas foram mantidas pelos períodos de 6, 12, 18 e 24 meses. (\*) A coluna “% Jarque Bera” indica o percentual de carteiras em que os retornos obtiveram valor superior a 5% para o teste de Jarque-Bera, denotando normalidade.

Cinco Fatores		3 anos				5 anos			
Retenção	Carteira	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)	Média	Desvio-padrão	Jarque-Bera	% Jarque-Bera (*)
06 meses	Q1	0,014402	0,047843	0,732906	100,0000	0,011457	0,045145	0,737249	100,0000
	Q2	0,015858	0,047719	0,729763	100,0000	0,013887	0,050422	0,718036	100,0000
	Q3	0,017408	0,051075	0,715796	100,0000	0,009409	0,049710	0,734569	100,0000
	Q4	0,014841	0,057935	0,742443	100,0000	0,010749	0,053967	0,715350	100,0000
	Q5	0,011351	0,075269	0,754387	100,0000	0,011244	0,077684	0,742325	100,0000
12 meses	Q1	0,013885	0,050478	0,609124	98,1481	0,011694	0,051453	0,642608	92,8571
	Q2	0,015903	0,051201	0,609903	87,0370	0,012931	0,051448	0,626842	92,8571
	Q3	0,018094	0,055277	0,651128	92,5926	0,009651	0,051623	0,597277	95,2381
	Q4	0,015006	0,060819	0,647607	97,2222	0,012111	0,057999	0,611867	96,4286
	Q5	0,009336	0,074508	0,644392	96,2963	0,009507	0,083413	0,658225	95,2381
18 meses	Q1	0,014407	0,051513	0,470756	92,1569	0,011223	0,055975	0,443879	83,3333
	Q2	0,015184	0,052604	0,571436	88,2353	0,012621	0,053521	0,521770	94,8718
	Q3	0,016789	0,058501	0,601939	96,0784	0,009463	0,055275	0,564060	94,8718
	Q4	0,014853	0,061793	0,576998	95,0980	0,010603	0,058765	0,505069	96,1538
	Q5	0,009332	0,074215	0,551512	92,1569	0,010020	0,087780	0,593562	96,1538
24 meses	Q1	0,014855	0,053494	0,408601	78,1250	0,009842	0,060352	0,316436	66,6667
	Q2	0,014375	0,053234	0,530631	91,6667	0,011621	0,055501	0,510228	91,6667
	Q3	0,016048	0,059780	0,584424	94,7917	0,008678	0,056680	0,485836	80,5556
	Q4	0,014357	0,061396	0,509913	91,6667	0,009851	0,059292	0,483831	86,1111
	Q5	0,010453	0,073955	0,514246	84,3750	0,010195	0,089850	0,534990	94,4444

Fonte: Elaborado pelo autor.