

REBECA ALBUQUERQUE CORDEIRO

**A INFLUÊNCIA DO ÍNDICE *BOOK-TO-MARKET* E DO ROE NA EXPLICAÇÃO
DOS RETORNOS DAS AÇÕES BRASILEIRAS**

Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Administração
Mestrado em Administração

João Pessoa

2011

REBECA ALBUQUERQUE CORDEIRO

**A INFLUÊNCIA DO ÍNDICE *BOOK-TO-MARKET* E DO ROE NA EXPLICAÇÃO
DOS RETORNOS DAS AÇÕES BRASILEIRAS**



Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal da Paraíba, área de concentração Gestão Organizacional, linha de pesquisa Organizações e Recursos Humanos, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Administração.

Orientador: Márcio André Veras Machado, Dr.

João Pessoa

2011

REBECA ALBUQUERQUE CORDEIRO

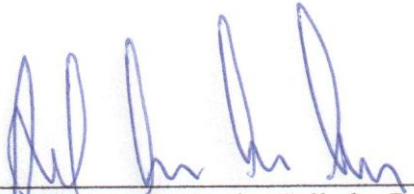
**A INFLUÊNCIA DO ÍNDICE *BOOK-TO-MARKET* E DO ROE NA EXPLICAÇÃO
DOS RETORNOS DAS AÇÕES BRASILEIRAS**

Dissertação aprovada em: 09 de dezembro de 2011

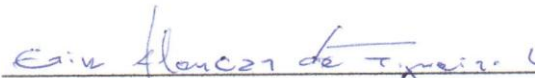
BANCA EXAMINADORA



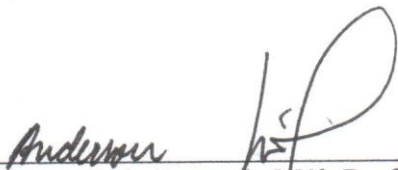
Márcio André Veras Machado, Prof. Dr.
Orientador - UFPB



Aldo Leonardo Cunha Callado, Prof. Dr.
Examinador Interno – UFPB



Erik Alencar de Figueiredo, Prof. Dr.
Examinador Externo – UFPB



Anderson Luiz Rezende Mól, Prof. Dr.
Examinador Externo – UFRN



João Pessoa

2011

Dedico este trabalho a toda a minha família, em especial, aos meus pais Renan e Franciclei, ao meu padrasto Renaldo, à minha irmã Bianca e ao meu namorado Sérgio, pelo apoio incondicional e indispensável e, sobretudo, pela compreensão com a minha ausência durante esse período.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida, pelas excelentes oportunidades que a mim são concedidas, pela saúde e determinação necessárias à realização dos meus objetivos pessoais.

Aos meus pais, responsáveis pela minha formação como pessoa. À minha mãe, pela enorme dedicação, pelos valiosos ensinamentos e princípios morais necessários à construção do meu caráter. Ao meu pai, meu grande incentivador, por ter despertado em mim, desde cedo, a busca incessante pelo conhecimento. Ao meu padrasto, pela amizade, respeito, apoio e atenção de sempre.

À minha irmã Bianca, pelo carinho, amizade, paciência e compreensão e por ser uma fonte inesgotável de alegria e descontração para mim.

A Sérgio, meu namorado, amigo e companheiro, por estar ao meu lado em todos os momentos, dando força, tranquilidade, bom ânimo e torcendo pelas minhas conquistas.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Márcio André Veras Machado, por ter me direcionado não só durante a condução deste trabalho, mas em toda a minha trajetória no Mestrado, contribuindo significativamente para o meu desenvolvimento acadêmico e profissional. Seu incentivo e bom aconselhamento fizeram com que eu aproveitasse da melhor forma possível esse momento. Muito obrigada pelo empenho, atenção, confiança e amizade. Estendo os meus agradecimentos à sua esposa Prof.^a Márcia, sempre cordial e prestativa comigo.

Ao Programa de Pós-graduação em Administração da UFPB, pela oportunidade de realizar o curso. A todos os professores, pelos conhecimentos transmitidos e pela dedicação e comprometimento com a nossa formação, em especial, aos professores Anielson Barbosa, Carlo Bellini, José Carlos Leite, André Gustavo Machado e Franzé Costa. À Coordenação e aos funcionários do PPGA, pela maneira atenciosa e prestativa que sempre me atenderam.

Ao CNPq – Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico e à CAPES – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo apoio financeiro.

Aos professores Sinézio Fernandes Maia e Antônio André Cunha Callado, pelas contribuições feitas na qualificação do projeto da dissertação.

Ao Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo, pela disponibilidade, solicitude e pelas contribuições imprescindíveis acerca dos métodos econométricos adequados para este estudo.

Aos membros da banca examinadora, professores Aldo Leonardo Cunha Callado, Erik Alencar de Figueiredo e Anderson Luiz Rezende Mól, por aceitarem avaliar a minha dissertação e pelas contribuições recebidas na defesa.

Aos colegas da Turma 35 do PPGA/UFPB, pessoas especiais com quem tive a oportunidade de conviver e trocar experiências durante esse período tão curto e, ao mesmo tempo, tão intenso. Em especial, agradeço a Paula, Keliane, Junielliny e Thales, amigos sinceros que conquistei e com quem compartilhei conhecimentos e momentos únicos. Agradeço também aos colegas do Mestrado em Economia da UFPB, pelo acolhimento e cordialidade durante o período em que cursei disciplinas extras.

Enfim, agradeço a todos aqueles que participaram comigo ou contribuíram de alguma forma durante essa caminhada.

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo analisar a influência das expectativas futuras do índice *book-to-market* (B/M) e do Retorno sobre o Capital Próprio (ROE) como variáveis adicionais ao índice B/M atual, na explicação dos retornos do mercado de capitais brasileiro. Inicialmente, buscou-se investigar a contribuição dessas três variáveis fundamentalistas na explicação dos retornos das ações. Comparativamente, também foi analisado o poder explicativo de modelos de precificação tradicionais, formados por *proxies* para fatores de risco: beta, tamanho, índice B/M, momento e liquidez. Por fim, verificou-se a consistência das variáveis fundamentalistas, após combinações com essas variáveis de controle. A população foi composta por todas as empresas não-financeiras, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBOVESPA, no período de 1º de janeiro de 1995 a 31 de dezembro de 2010. As variáveis de previsão foram estimadas por meio de um painel linear dinâmico (ARELLANO; BOND, 1991), com uma defasagem. Para a análise da contribuição das variáveis na explicação dos retornos do mercado brasileiro, foram utilizadas regressões com dados em painel entre os retornos anuais das ações e os dois grupos de variáveis explicativas. Quanto às variáveis fundamentalistas analisadas, verificou-se que, quando utilizadas separadamente, na forma de modelo multifatorial, as estimativas futuras do índice B/M e do ROE foram estatisticamente não significativas e apresentaram baixo poder explicativo, não se mostrando relevantes para a explicação dos retornos das ações brasileiras. As expectativas do B/M e do ROE também foram combinadas com o índice B/M observado, formando uma variável de previsão agregada. Constatou-se que essa variável foi estatisticamente significativa e proporcionou um aumento considerável na capacidade explicativa dos modelos que a incluíam. Diante disso, as hipóteses 2 e 3 da dissertação, de que a expectativa futura do índice B/M e a expectativa futura do ROE explicam parte das variações dos retornos das ações brasileiras, não podem ser rejeitadas. O índice B/M foi testado como variável fundamentalista e como *proxy* para fator de risco, constituindo uma variável de sobreposição entre as duas abordagens. Os resultados evidenciaram que o índice B/M foi positivo e estatisticamente significativo, tanto nos modelos da abordagem fundamentalista, como nos modelos de fatores de risco. Além disso, quando inserido nos modelos conjuntos, verificou-se a sua contribuição como fator de risco, bem como componente da variável de previsão agregada. Dessa forma, a hipótese 1, de que o índice B/M explica parte das variações dos retornos das ações brasileiras, não pode ser rejeitada. Com relação às *proxies* de fatores de risco, verificou-se a existência do efeito B/M, de um efeito momento invertido e de um prêmio de liquidez no mercado de capitais brasileiro. Em contrapartida, não se observou a existência de um efeito tamanho, no período analisado. Ademais, ressalta-se que os resultados obtidos nesta dissertação podem contribuir para estabelecimento de estratégias de investimento no mercado de ações, uma vez que a combinação entre o índice B/M atual e as previsões do índice B/M e do ROE, para o ano seguinte, foram capazes de explicar parte das variações dos retornos das ações no mesmo período.

Palavras-chave: Abordagem Fundamentalista. Abordagem de Fatores de Risco. Índice *book-to-market*. Retorno sobre o Patrimônio Líquido. Anomalias.

ABSTRACT

This study aimed to analyze the influence of future expectations of book-to-market ratio (B/M) and Return on Equity (ROE) as additional variables to the current B/M ratio in explaining the returns of the Brazilian capital market. Primarily, we investigate the contribution of these three fundamentalist variables in explaining changes on stock returns. Comparatively, was also analyzed the explanatory power of traditional asset pricing models formed with proxies for risk factors: beta, size, B/M ratio, momentum and liquidity. Finally, we verified the consistency of the fundamental variables after combinations of these control variables. The population consisted of all non-financial companies with shares traded on the Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA from January 1995 to December 2010. The forecast variables were estimated by a linear dynamic panel (ARELLANO, BOND, 1991) with a lag. To analyze the contribution of the variables in explaining the returns of the Brazilian market, we used panel data regressions between annual stock returns and the two groups of explanatory variables. Referring to the fundamentalist variables analyzed, we found that when they were used separately as a multifactor model, the future estimates of the B/M ratio and ROE were not statistically significant and had low explanatory power, suggesting that they have no relevance to the explanation of Brazilian stock returns. The expectations of B/M ratio and ROE were also combined with the current B/M ratio, forming an aggregate forecast variable. It was found that this variable was statistically significant and provided a considerable increase in the explanatory power of models that included it. Thus, Hypotheses 2 and 3 that the future expectations of B/M ratio and future expectations of ROE explain part of the variations on stock returns in Brazil cannot be rejected. The B/M ratio was tested as fundamentalist variable as proxy for risk factor, representing an overlapping variable between the two approaches. The results showed that the B/M ratio was positive and statistically significant in both the fundamental approach and the risk factors approach. Furthermore, when combined in the joint models, it contributed as a risk factor and as a component of the aggregate forecast variable. Thus, the Hypothesis 1 that B/M ratio explains part of changes in Brazilian stock returns cannot be rejected. With respect to the proxies of risk factors, we verified the existence of the B/M effect, a reversed momentum effect and a liquidity premium in the Brazilian capital market. In contrast, there was not found a size effect in the period analyzed. Moreover, the results obtained in this dissertation might contribute to the establishment of investment strategies in the stock market, since the B/M ratio plus the forecasts of the B/M ratio and ROE for the following year were able to explain some of the variations on stock returns for the same period.

Key-words: Fundamental Valuation Approach. Risk Factors Approach. Book-to-Market Ratio. Return on Equity. Anomalies.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 – Resumo dos Principais Trabalhos sobre Anomalias de Mercado e Modelos de Precificação de Ativos.....	63
Quadro 2 – Resumo dos Principais Trabalhos que Analisaram a Relação entre Variáveis Fundamentalistas e Retorno Acionário.....	64
Quadro 3 – População e Amostra.....	67
Quadro 4 – Resumo dos Modelos de Regressão Estimados no Estudo.....	73
Quadro 5 – Resumo das Variáveis Estudadas e suas Relações com o Retorno.....	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis do Estudo.....	80
Tabela 2 – Matriz de Correlação das Variáveis Explicativas.....	81
Tabela 3 – Média das Variáveis B/M, ROE, FBM e FROE.....	83
Tabela 4 – Teste de Multicolinearidade para os Modelos Multivariados.....	85
Tabela 5 – Resultados das Regressões dos Modelos da Abordagem Fundamentalista.....	86
Tabela 6 – Resultados das Regressões dos Modelos da Abordagem de Fatores de Risco.....	91
Tabela 7 – Resultados das Regressões do Modelo 6 com a Exclusão da Variável Tamanho..	94
Tabela 8 – Resultados das Regressões dos Modelos Conjuntos.....	97
Tabela 9 – Resultados das Regressões do Modelo 10 com a Exclusão da Variável Tamanho.....	100
Tabela 10 – Resultados das Regressões das Abordagens Fundamentalista e de Fatores de Risco Excluindo o Período da Crise Financeira.....	108
Tabela 11 – Resultados das Regressões dos Modelos Conjuntos Excluindo o Período da Crise Financeira.....	109

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	12
1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO.....	12
1.2 PROBLEMA DE PESQUISA.....	15
1.3 OBJETIVOS.....	16
1.3.1 Objetivo Geral.....	16
1.3.2 Objetivos Específicos.....	16
1.4 HIPÓTESES.....	17
1.5 DELIMITAÇÃO DO ESTUDO.....	18
1.6 JUSTIFICATIVA.....	19
1.7 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO.....	21
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	22
2.1 TEORIA DA EFICIÊNCIA DE MERCADO.....	22
2.2 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS.....	26
2.2.1 Capital Asset Pricing Model (CAPM).....	27
2.2.2 Modelos Multifatoriais.....	32
2.2.2.1 Modelo de Três Fatores.....	34
2.2.2.2 Modelo de Quatro Fatores.....	40
2.2.2.3 Modelo de Cinco Fatores.....	43
2.3 ABORDAGENS SOBRE ANOMALIAS DE MERCADO.....	47
2.3.1 Abordagem de Fatores de Risco.....	48
2.3.2 Abordagem Fundamentalista.....	50
2.3.2.1 Críticas ao Efeito Tamanho.....	50
2.3.2.2 A Importância do Índice <i>Book-to-market</i>	53
2.3.2.3 Variáveis de Previsão.....	55
2.3.2.4 Variáveis Fundamentalistas e Retorno Acionário: Evidências Empíricas.....	56
3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS.....	65
3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA.....	65
3.2 POPULAÇÃO E AMOSTRA.....	66
3.3 DESCRIÇÃO DOS MODELOS.....	68

3.3.1 Modelos da Abordagem Fundamentalista.....	68
3.3.2 Modelos com Fatores de Risco e Modelos Conjuntos.....	72
3.4 TÉCNICAS DE ANÁLISE DOS DADOS.....	74
3.5 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	76
4 ANÁLISE DOS DADOS.....	80
4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	80
4.2 ESTIMAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE PREVISÃO.....	82
4.3 ANÁLISE DO PODER EXPLICATIVO DOS MODELOS.....	83
4.3.1 Modelos da Abordagem Fundamentalista.....	85
4.3.2 Modelos da Abordagem de Fatores de Risco.....	88
4.3.3 Modelos Conjuntos.....	96
4.3.4 Análise da Influência da Crise Financeira Mundial nos Resultados.....	104
5 CONCLUSÃO.....	112
REFERÊNCIAS.....	117
APÊNDICE.....	125

1 INTRODUÇÃO

Este capítulo tem como objetivo apresentar uma contextualização do tema abordado na dissertação, o problema de pesquisa, os objetivos gerais e específicos, as hipóteses de pesquisa, bem como sua justificativa e estrutura.

1.1 CONTEXTUALIZAÇÃO

A Hipótese de Eficiência de Mercado e os modelos de precificação de ativos constituem um dos principais pilares da Moderna Teoria de Finanças. Apesar dos diversos questionamentos acerca de seus pressupostos, é importante ressaltar sua contribuição teórica e prática para o campo de finanças. No âmbito das finanças corporativas, os modelos de precificação de ativos possibilitam a determinação da taxa de retorno utilizada na avaliação de alternativas de investimento. No âmbito da gestão de investimentos, são bastante utilizados na análise de risco e retorno dos ativos.

A Teoria das Carteiras de Markowitz (1952) foi um dos principais precursores para o desenvolvimento dos modelos de precificação de ativos e trouxe inúmeras inovações para a área de finanças, sobretudo a possibilidade de quantificação do retorno e do risco. Essa teoria considera que os investidores são avessos ao risco e que suas curvas de indiferença são definidas em termos de média e variância dos retornos dos ativos. Nesse contexto, os indivíduos escolhem carteiras ótimas de ativos que maximizam sua utilidade esperada da riqueza, por meio da solução de dois problemas: maximizar os retornos esperados sujeitos a

um determinado nível de risco tolerado ou minimizar a variância sujeita ao nível de retorno desejado.

O *Capital Asset Pricing Model* – CAPM foi desenvolvido simultaneamente por Sharpe (1963, 1964) e Treynor (1961) e, posteriormente, por Mossin (1966), Lintner (1965, 1969) e Black (1972). Apesar das simplificações impostas pelas hipóteses do modelo, o CAPM é bastante útil para a tomada de decisão financeira porque quantifica e precifica o risco. De acordo com esse modelo, as taxas de equilíbrio de retorno de todos os ativos de risco são uma função de suas covariâncias com a carteira de mercado.

Além disso, a taxa de retorno requerida para qualquer ativo é determinada por três variáveis: o beta, que mede a sensibilidade do ativo em relação à carteira de mercado, a taxa de retorno do ativo livre de risco e um prêmio de risco, determinado pela diferença entre o retorno esperado para a carteira de mercado e a taxa livre de risco. Portanto, o CAPM é um modelo de fator único, que considera que apenas o beta é capaz de explicar as diferenças nos retornos dos ativos (COPELAND; WESTON; SHASTRI, 2005).

Durante o desenvolvimento de testes para validação e aplicações do CAPM, foram encontradas pelos pesquisadores diversas regularidades não explicadas pelo modelo. Por essa razão, foram denominadas de anomalias do mercado de capitais. Para Schwert (2002), anomalias são resultados empíricos que parecem ser inconsistentes com as teorias de precificação de ativos. Elas indicam ineficiência do mercado (oportunidades de lucro) ou inadequações no modelo de precificação de ativos subjacente.

Por serem regulares e confiáveis, as anomalias implicam certo grau de previsibilidade, e o fato de serem amplamente conhecidas implica que muitos investidores podem tirar vantagem delas (LO, 2007). Diversas abordagens buscam explicações para as anomalias de mercado, analisando-as sob diferentes perspectivas.

A Abordagem de Fatores de Risco, que tem como expoente o trabalho de Fama e French (1992), considera que determinadas variáveis são capazes de melhorar o poder explicativo do CAPM pelo fato de capturarem fatores de risco comuns nos retornos dos ativos. Nesse ínterim, Fama e French (1993) desenvolveram o modelo de três fatores, composto pelas variáveis mercado (beta do CAPM), tamanho da empresa (valor de mercado do Patrimônio Líquido) e pelo o índice *book-to-market* (relação entre o valor contábil e o valor de mercado do Patrimônio Líquido).

Com base na Psicologia e no conceito de “limites à arbitragem”, a Abordagem Comportamental considera que as causas das anomalias residem na irracionalidade do investidor. O efeito momento, proposto por Jegadeesh e Titman (1993, 2001), mostra que as estratégias de compra de ações que obtiveram bons resultados no passado (“*Win*”) e venda de ações que apresentaram resultados ruins no passado (“*Los*”) geram retornos significativamente positivos, ao longo dos meses seguintes. Carhart (1997) adicionou o fator momento ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), ficando conhecido como modelo de quatro fatores.

Assim como a abordagem de fatores de risco, a Abordagem Fundamentalista (*Fundamental Valuation*) de Clubb e Naffi (2007) se baseia no pressuposto de que os ativos são racionalmente precificados. Todavia, essa perspectiva procura demonstrar que muitas das anomalias de mercado nada mais são que regularidades nas relações entre as variáveis em questão. Nesse sentido, independente de qual processo gera o retorno da empresa, a relação empiricamente demonstrada entre as variáveis e os retornos será sempre observada.

A perspectiva fundamentalista foi desenvolvida por Berk (1995, 1996), que questiona fortemente a validade do efeito tamanho. Ele argumenta que o tamanho da empresa, medido em termos de valor de mercado, estará sempre negativamente relacionado com os retornos esperados porque, *ceteris paribus*, as empresas com maior taxa de retorno exigida têm valor

de mercado mais baixo. Considerando que o fluxo de caixa futuro ou as expectativas de lucro são diferentes entre as empresas, Berk (1995) sugere que o *book-to-market* pode ser um preditor superior dos retornos das ações, se o valor contábil servir como uma *proxy* razoável para os fluxos de caixa futuros ou expectativas de lucro.

Consonante com essa abordagem, o estudo de Clubb e Naffi (2007) com empresas do Reino Unido, durante o período de 1991 a 2000, sugere que o poder explicativo do *book-to-market* atual, para os retornos das ações, é reforçado pela inclusão de estimativas futuras do *book-to-market* e do Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) como variáveis explicativas adicionais.

Nesse contexto, surge o interesse de se estudar a influência das expectativas do *book-to-market* e do ROE como variáveis explicativas dos retornos do mercado de capitais brasileiro.

1.2 PROBLEMA DE PESQUISA

Após a introdução do tema, a segunda etapa importante a ser definida em uma pesquisa é o seu problema. Definir o problema é refinar e estruturar mais formalmente a ideia de pesquisa. Sampieri, Collado e Lucio (1998) comentam que um problema bem definido está parcialmente resolvido, pois quanto maior a exatidão, maiores as possibilidades de se obter uma solução satisfatória.

Dessa forma, o presente estudo tem como objetivo responder o seguinte problema de pesquisa: **Qual a influência do índice *Book-to-Market* (B/M) e do Retorno sobre o Capital Próprio (ROE) na explicação dos retornos das ações brasileiras?**

1.3 OBJETIVOS

Os objetivos derivam do problema de pesquisa e servem como guias durante todo o desenvolvimento do estudo. O objetivo geral define o propósito do trabalho. Os objetivos específicos especificam e operacionalizam o modo como se pretende atingir o objetivo geral (ROESCH, 2006).

1.3.1 Objetivo Geral

Analisar a influência do índice *Book-to-Market* (B/M) e do Retorno sobre o Capital Próprio (ROE) na explicação dos retornos das ações brasileiras.

1.3.2 Objetivos Específicos

- Analisar o poder explicativo das variáveis fundamentalistas para os retornos das ações brasileiras;
- Verificar a capacidade de explicação dos retornos das ações brasileiras por meio de fatores de risco amplamente sugeridos pela literatura;
- Comparar a capacidade conjunta das variáveis fundamentalistas e fatores de risco na explicação dos retornos das ações brasileiras.

1.4 HIPÓTESES

As hipóteses indicam o que se está buscando provar e podem ser definidas como explicações preliminares do fenômeno investigado, formuladas por meio de proposições. São enunciados de relações entre duas ou mais variáveis e, assim como os problemas, devem ser passíveis de serem testados empiricamente (KERLINGER, 1979).

As fontes das hipóteses de um estudo relacionam-se diretamente com a determinação da natureza da contribuição da pesquisa para o campo geral do conhecimento. As hipóteses normalmente se originam de intuições ou suspeitas, dos resultados de estudos anteriores ou de teorias (SELLTIZ, 1965). As hipóteses desta pesquisa baseiam-se em estudos anteriores que evidenciam a relação entre as variáveis *book-to-market*, Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) e retorno acionário.

A relação positiva entre o índice *book-to-market* (B/M) e os retornos esperados das ações vem sendo documentada há décadas, independentemente da perspectiva adotada. Sob a visão da abordagem de fatores de risco, acredita-se que o fator B/M é capaz de capturar parte da variação do risco sistemático não captada pelo CAPM. Em contrapartida, a abordagem fundamentalista propõe que a relação entre o B/M e os retornos futuros se dá não pelo fato de capturar um fator de risco, mas por ser uma *proxy* para os fluxos de caixa esperados no futuro.

Frankel e Lee (1998) apresentam evidências a favor de uma variável de previsão do B/M. A variável que incorpora previsões de analistas de mercado apresenta maior poder explicativo que o valor contábil, pelo fato de incorporar tanto informações passadas como informações presentes. Clubb e Naffi (2007) ampliam essa perspectiva ao enfocarem também o papel do ROE como determinante dos retornos das ações. Eles demonstram que a relação entre o ROE, os retornos esperados e o B/M implica que os retornos esperados para um

período podem ser explicados por uma comparação do ROE esperado e da mudança esperada no índice B/M.

A lógica subjacente a esse argumento é que a inclusão da expectativa futura do ROE (além do B/M atual) como variável explicativa para o retorno das ações, controla a variação no B/M atual causada por diferenças de expectativas de desempenho econômico de curto prazo. Da mesma maneira, a inclusão da expectativa do B/M futuro como variável explicativa do retorno das ações controla o impacto das expectativas de desempenho de longo prazo.

Diante do exposto, a presente pesquisa irá testar as seguintes hipóteses:

H1: O índice *book-to-market* explica parte das variações dos retornos das ações brasileiras;

H2: A expectativa futura do índice *book-to-market* explica parte das variações dos retornos das ações brasileiras;

H3: A expectativa futura do Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) explica parte das variações dos retornos das ações brasileiras.

1.5 DELIMITAÇÃO DO ESTUDO

As pesquisas empírico-analíticas buscam a representação da realidade por meio de modelos. Todavia, os processos de modelagem são simplificadores e não conseguem captar toda a complexidade da economia. Assim, ao utilizar modelos econométricos com o objetivo de testar as hipóteses da pesquisa, este trabalho incorreu em algumas limitações:

- Amostra: a presente pesquisa restringiu-se às empresas não-financeiras, constituídas sob a forma de sociedade anônima de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa

de Valores de São Paulo – BM&FBOVESPA. Dessa forma, as conclusões obtidas ficam restritas à amostra utilizada.

- Período: O período de análise foi de 1995 a 2010. Apesar de compreender um período de maior estabilidade econômica, após julho de 1994, é importante destacar a crise financeira mundial de 2008, cujos desdobramentos vêm impactando significativamente o mercado de capitais brasileiro. Logo, esse fato deve ser levado em consideração na interpretação dos resultados.

1.6 JUSTIFICATIVA

O trabalho seminal de Fama e French (1992) demonstrou que o fator tamanho e o *book-to-market* apresentam maior poder explicativo para os retornos das ações do que as estimativas do beta do CAPM, e tem estimulado inúmeras discussões acerca do papel dos índices financeiros e contábeis como preditores dos retornos das ações.

A maior parte desses estudos têm se concentrado na abordagem de fatores de risco, em que se considera que o risco das ações é multidimensional e que os indicadores financeiros são fatores que captam parte do risco sistemático. Outra grande parcela dos estudos centra-se na abordagem comportamental, onde as variáveis financeiras são tidas como indicadores de subavaliação do mercado. Por fim, a perspectiva fundamentalista, que tem recebido menos atenção na literatura, baseia-se na capacidade das características relacionadas com os valores da empresa em fornecer informações implícitas dos retornos esperados.

O índice *book-to-market* relaciona tanto o valor contábil, como o valor de mercado das empresas. Por essa razão, permite identificar suas perspectivas futuras tanto pelo contexto

interno, como pela visão dos investidores. Sob a perspectiva fundamentalista, o B/M está positivamente relacionado aos retornos das ações, considerando o valor contábil uma *proxy* para os fluxos de caixa futuros da empresa.

Outro argumento da abordagem fundamentalista é que a inclusão da expectativa futura do ROE como variável explicativa do retorno das ações controla a variação no B/M atual causada por diferenças de expectativas de desempenho econômico de curto prazo. De forma similar, a inclusão da expectativa do B/M futuro como variável explicativa do retorno das ações controla o impacto das expectativas de desempenho de longo prazo (CLUBB; NAFFI, 2007).

O presente estudo enfoca a perspectiva de análise fundamentalista no mercado de capitais brasileiro. Ressalta-se que os estudos nessa área, caso existam, são bastante escassos no país. O objetivo da pesquisa é verificar o papel das variáveis fundamentalistas em explicar a variação dos retornos das ações, em comparação com fatores de risco amplamente abordados na literatura.

Dessa forma, buscou-se verificar se o retorno das ações pode ser explicado não apenas pelo fator de mercado proposto pelo CAPM, pelos três fatores de Fama e French (1993), pelo fator momento de Carhart (1997) e pelo fator liquidez proposto por Amihud e Mendelson (1986), mas também pelas expectativas futuras do B/M e do ROE, além do B/M atual, conforme sugerido por Clubb e Naffi (2007). Espera-se que essas três variáveis fundamentalistas expliquem uma parte significativa dos retornos das ações brasileiras e que permaneçam significativas, mesmo após a inclusão dos fatores de risco adicionais e do fator momento.

1.7 ESTRUTURA DA DISSERTAÇÃO

A dissertação está estruturada em cinco capítulos, incluindo esta introdução. O segundo capítulo apresenta a fundamentação teórica, que aborda a teoria da eficiência de mercado, os modelos de precificação de ativos e as duas abordagens sobre as anomalias de mercado enfocadas no estudo: Fatores de Risco e Análise Fundamentalista. O terceiro capítulo apresenta os procedimentos metodológicos utilizados para o alcance dos objetivos previamente estabelecidos. O quarto capítulo apresenta os resultados obtidos na análise empírica. Por fim, o quinto capítulo apresenta a conclusão.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo tem como objetivo apresentar uma revisão da literatura sobre o assunto estudado, abordando a teoria da eficiência de mercado, os modelos de precificação de ativos e as duas abordagens sobre as anomalias de mercado enfocadas no estudo: Fatores de Risco e Análise Fundamentalista. Por fim, apresenta-se um breve levantamento de evidências empíricas que analisam a relação entre variáveis fundamentalistas e retorno acionário.

2.1 TEORIA DA EFICIÊNCIA DE MERCADO

A Hipótese de Eficiência de Mercado é um dos principais pilares da Moderna Teoria de Finanças. Desenvolvida de forma independente por Paul Samuelson e Eugene Fama, na década de 1960, essa ideia tem sido aplicada extensivamente em modelos teóricos e estudos empíricos de preços de títulos financeiros, gerando controvérsias consideráveis, bem como conhecimentos fundamentais no processo de descoberta de preços (LO, 2007).

Eficiência de Mercado diz respeito à maneira como informações relevantes são incorporadas aos preços dos ativos. Um mercado eficiente é aquele cujos agentes rapidamente assimilam as informações disponíveis, não possibilitando ganhos anormais com os ativos de empresas, provenientes de tal informação (FAMA, 1970). Acredita-se que os títulos de mercado são extremamente eficientes em refletir informações sobre ações individuais e sobre o mercado de ações como um todo. Com isso, quando surge a informação, a notícia se espalha rapidamente e é incorporada aos preços de valores mobiliários sem atraso (MALKIEL, 2003).

A relevância de uma informação depende da possibilidade dos investidores tomarem decisões com base no conteúdo da mesma e dos benefícios líquidos, em termos de ganhos de utilidade, que podem resultar dessas decisões (COPELAND; WESTON; SHASTRI, 2005). Portanto, esse tipo de informação pode interferir na tomada de decisão dos investidores, na medida em que, normalmente, relacionam-se com os fluxos de caixa futuros das empresas.

Fama (1970) aponta que os pressupostos do mercado em equilíbrio são condições suficientes para a eficiência do mercado de capitais. Ao considerar um mercado em que não existem custos de transação, as informações são gratuitas e estão disponíveis para todos os participantes do mercado, e todos concordam sobre as implicações das informações atuais para o preço atual e para as distribuições de preços futuros de cada título, o preço atual de qualquer título reflete completamente toda informação disponível. Embora essas características não correspondam aos mercados de capitais na prática, conforme ressalta o autor, essas condições são suficientes, mas não necessárias, para a eficiência de mercado.

Copeland, Weston e Shastri (2005) complementam que a definição de eficiência de mercado é bem menos restritiva que a noção de mercado em equilíbrio. Eles argumentam que o relaxamento de algumas hipóteses deste, não compromete a eficiência de mercado. Por exemplo, os preços continuarão refletindo completamente toda a informação disponível, se os mercados apresentarem custos de transação ou impostos ou se os ativos não forem perfeitamente divisíveis e transacionáveis.

Fama (1970) classificou a eficiência de mercado em três tipos: fraca, semiforte e forte. Cada um corresponde a um determinado tipo de informação: informação sobre preços passados, informação publicamente disponível e toda informação (pública e privada).

Segundo Fama (1970), um mercado é considerado eficiente em termos fracos, quando incorpora integralmente a informação contida em preços passados. Nesse caso, considera-se

que não é possível obter ganhos anormais com estratégias que utilizam apenas informações referentes aos retornos passados das ações.

A eficiência na forma fraca está associada à ideia de *random walk*, que é um termo amplamente utilizado na literatura de finanças para caracterizar uma série em que todas as mudanças subsequentes dos preços representam partidas aleatórias dos preços anteriores. Nesse sentido, se o fluxo de informação é livre e as informações são imediatamente refletidas nos preços das ações, então, as mudanças nos preços de ontem irão refletir apenas as notícias de ontem e serão independentes das mudanças de preço hoje (MALKIEL, 2003).

A eficiência fraca é o tipo menos exigente de eficiência, pois a informação histórica a respeito dos preços é a maneira mais fácil de adquirir informação. Assim, se fosse possível obter lucros extraordinários simplesmente encontrando um padrão de comportamento nas variáveis de preço, todos o fariam, e os lucros desapareceriam na competição para obtê-lo (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2001).

De acordo com Fama (1970), um mercado é eficiente na forma semiforte, quando os preços refletem toda informação publicamente disponível, tais como informações contábeis publicadas pela empresa e séries históricas de preço. Com isso, não é possível obter lucros extraordinários decorrentes desse tipo de informação.

A eficiência semiforte utiliza informações e raciocínios mais sofisticados do que a eficiência fraca, o que demanda do investidor conhecimentos técnicos e específicos de setores e empresas individuais. Além disso, a aquisição e o emprego dessas habilidades exigem capacidade, tempo e geram custos (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2001).

Segundo Fama (1970), um mercado é eficiente no sentido forte, quando os preços refletem toda informação, seja ela publicamente disponível ou não. Nesse caso, qualquer informação referente ao valor da ação e conhecida por pelo menos um investidor, estará integralmente refletida no preço da ação.

De acordo com Ross, Westerfield e Jaffe (2001), um mercado eficiente na forma forte considera que nem mesmo um *insider* conseguiria tirar proveito de uma informação privilegiada, pois, ao tentar negociar com o uso da informação, o mercado perceberia o que está acontecendo e o preço subiria antes que ele pudesse comprar a ação.

O conjunto de informações formado por preços passados é um subconjunto do conjunto de informações publicamente disponíveis que, por sua vez, é um subconjunto de todas as informações. Dessa forma, eficiência forte pressupõe eficiência semiforte, e eficiência semiforte pressupõe eficiência fraca (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2001).

Segundo Fama (1991), as principais áreas de pesquisa sobre eficiência de mercado são: testes para previsibilidade dos retornos (testes da forma fraca), estudos de evento (testes da forma semiforte) e testes para informação privada (testes da forma forte). O autor comenta que uma das principais limitações desses testes é a hipótese conjunta de que a eficiência de mercado só pode ser testada por meio de um modelo de precificação de ativos. Nesse caso, quando se encontram evidências anômalas no comportamento dos retornos, não se pode distinguir claramente se são causadas pela ineficiência de mercado ou por falha no modelo de equilíbrio de mercado.

As evidências mais fortes de eficiência de mercado provêm dos estudos de evento, especialmente com retornos diários. Quando uma informação pode ser datada precisamente e o evento apresenta grande efeito nos preços, a comparação entre os retornos esperados e os retornos observados no intervalo de tempo em torno do evento pode proporcionar uma imagem clara da velocidade de ajustamento dos preços à informação (FAMA, 1991).

Sob a hipótese de mercados eficientes, nem a análise técnica, que é o estudo dos preços passados das ações na tentativa de prever os preços futuros, nem a análise fundamentalista, que corresponde à análise das informações financeiras, como lucros da empresa e valor dos ativos, podem ajudar os investidores a selecionar ações “subavaliadas”, o

que permitiria a um investidor obter retornos maiores do que aqueles obtidos por uma carteira de ações individuais selecionadas aleatoriamente (MALKIEL, 2003).

Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (2001), uma vez que a informação se reflete imediatamente nos preços, os investidores só devem esperar obter uma taxa normal de retorno. O conhecimento da informação, ao ser divulgada, não traz vantagem alguma ao investidor, pois o preço ajusta-se antes que ele possa negociar a ação com o uso da informação.

Isso não quer dizer que as estratégias de investimento são desnecessárias, apenas que os investidores não precisam preocupar-se com a possibilidade de estarem pagando muito por uma ação com dividendos baixos ou outras características, uma vez que o mercado já as terá incorporado ao preço. Os investidores precisam se preocupar com outros fatores como seu nível de exposição ao risco e seu grau de diversificação (ROSS, WESTERFIELD; JAFFE, 2001).

2.2 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS

O desenvolvimento dos modelos de precificação de ativos teve como base a Teoria da Carteira de Markowitz (1952). Essa teoria considera que os investidores são avessos ao risco e que suas curvas de indiferença são definidas em termos de média e variância dos retornos dos ativos. Esses dois parâmetros, média e variância, correspondem ao retorno esperado e ao risco de um determinado ativo, respectivamente. A mensuração de risco e retorno em uma combinação de ativos de risco assume que os retornos seguem uma distribuição normal, que pode ser completamente descrita pela média e variância.

De acordo com a teoria da carteira, é possível minimizar o risco não sistemático (específico das empresas) quando $\rho < 1$, ou seja, quando os ativos não são perfeitamente correlacionados. É importante destacar que a diversificação não pode eliminar toda a variância. O risco sistemático, ou seja, aquele que se refere ao mercado como todo, não pode ser totalmente eliminado, uma vez que os retornos dos ativos geralmente são bastante intercorrelacionados. Esse pressuposto possibilita a determinação de uma *carteira de mínima variância*, ou seja, aquela que oferece os percentuais de cada ativo que proporcionam o menor nível de risco (COPELAND; WESTON; SHASTRI, 2005).

Com base no efeito da diversificação, desenvolve-se o conceito de *fronteira eficiente*, que se refere à representação gráfica da combinação de risco e retorno oferecida por carteiras de ativos de risco que têm mínima variância para uma determinada taxa de retorno. Nesse contexto, Markovitz (1952) propõe que os indivíduos escolhem carteiras ótimas, que maximizam sua utilidade esperada da riqueza por meio da solução de dois problemas: maximizar os retornos esperados sujeitos a um determinado nível de risco tolerado ou minimizar a variância sujeita ao nível de retorno desejado.

2.2.1 *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*

O Modelo de Precificação de Ativos (CAPM) foi desenvolvido por Sharpe (1963, 1964) e Treynor (1961) e, posteriormente, desenvolvido por Mossin (1966), Lintner (1965, 1969) e Black (1972). De acordo com o CAPM, as taxas de equilíbrio de retorno de todos os ativos de risco são uma função de suas covariâncias com a carteira de mercado.

Várias décadas após o seu desenvolvimento, o CAPM continua sendo amplamente utilizado em diversas aplicações, tais como estimar o custo de capital para as empresas e avaliar o desempenho de carteiras administradas. A atratividade do CAPM provém da sua simplicidade e apelo intuitivo sobre como medir o risco e a relação entre retorno esperado e risco (FAMA; FRENCH, 2004).

O CAPM trouxe contribuições importantes para a tomada de decisão financeira, porque quantifica e precifica o risco. O desenvolvimento do modelo pressupõe algumas hipóteses simplificadoras. Contudo, o modelo permanece viável, mesmo diante do relaxamento de algumas delas (BLACK, 1972):

- Os investidores são avessos ao risco e maximizam a utilidade esperada de sua riqueza;
- Os investidores são tomadores de preço e possuem expectativas homogêneas sobre os retornos dos ativos que possuem uma distribuição conjunta normal;
- Existe um ativo livre de risco, o qual os investidores podem tomar emprestado ou emprestar montantes ilimitados a uma taxa livre de risco;
- As quantidades de ativos são fixas, todos os ativos são transacionáveis e perfeitamente divisíveis;
- As informações são gratuitas e simultaneamente disponíveis a todos os investidores;
- Não existem imperfeições de mercado como impostos, regulamentações ou restrições nas vendas pequenas.

O CAPM requer que, em equilíbrio, a carteira de mercado seja uma carteira eficiente. Uma forma de estabelecer sua eficiência é argumentar que, devido aos investidores terem expectativas homogêneas, eles irão perceber a mesma oportunidade de um conjunto de mínima variância. Dessa forma, a eficiência da carteira de mercado e o modelo de

precificação de ativos são hipóteses conjuntas e inseparáveis, não sendo possível testar a validade de um sem o outro (COPELAND; WESTON; SHASTRI, 2005).

Nesse sentido, supondo que todos os indivíduos possuem expectativas homogêneas, a carteira de mercado é definida como aquela formada por todos os títulos existentes no mercado de risco, ponderados por seus valores de mercado. Contudo, na prática, normalmente, se utiliza um índice amplo de mercado como representante da carteira de mercado, como, por exemplo, o *Standard & Poor's 500*, nos Estados Unidos, e o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA), no Brasil (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2001).

De acordo com o CAPM, a taxa de retorno requerida para qualquer ativo é determinada por três variáveis: o beta, que mede a sensibilidade do ativo em relação à carteira de mercado, a taxa de retorno do ativo livre de risco e um prêmio de risco, determinado pela diferença entre o retorno esperado para a carteira de mercado e a taxa livre de risco, conforme a Equação 1 (COPELAND; WESTON; SHASTRI, 2005):

$$R_i = R_f + \beta_i(R_m - R_f) \quad (1)$$

Onde:

R_i = retorno esperado de um título;

R_f = taxa livre de risco;

β_i = beta do título;

$(R_m - R_f)$ = diferença entre o retorno esperado do mercado e a taxa livre de risco.

Ao considerar a adição de um título a uma carteira diversificada, mais importante que o risco total desse título, é parcela de risco que não pode ser eliminada por meio da

diversificação. Essa parcela de risco pode ser considerada a contribuição de um título ao risco de toda a carteira e corresponde ao beta do título (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2001).

Assim, define-se que o beta mede a sensibilidade de um título aos movimentos da carteira de mercado (COPELAND; WESTON; SHASTRI, 2005):

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)} \quad (2)$$

Onde:

$\text{Cov}(R_i, R_m)$ = covariância entre os retornos do ativo i e da carteira de mercado;

$\sigma^2(R_m)$ = variância da carteira de mercado

Ross, Westerfield e Jaffe (2001) comentam uma propriedade importante de que o beta médio de todos os títulos, quando ponderado pela proporção do valor de mercado de cada título em relação ao da carteira de mercado, é igual a 1, conforme Equação 3:

$$\sum_{i=1}^N X_i \beta_i = 1 \quad (3)$$

Onde:

X_i = proporção entre o valor de mercado do título i e o do mercado em sua totalidade.

Outro fator importante para a operacionalização do CAPM é o chamado “alfa de Jensen”. A versão original do modelo preconiza que o valor médio do retorno em excesso de um ativo, ou seja, a diferença entre o retorno do ativo e a taxa livre de risco, é completamente explicada pelo prêmio de risco do CAPM (o produto entre o beta e a diferença entre o retorno

da carteira de mercado e o retorno do ativo livre de risco). Nesse sentido, Jensen (1968) propõe que o coeficiente alfa do modelo de regressão em séries temporais (Equação 4) é igual a zero para cada ativo:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + \varepsilon_i \quad (4)$$

O CAPM é um modelo de fator único, em que o retorno esperado de um título está linearmente e positivamente relacionado ao seu beta. Considerando a suposição de que a carteira de mercado é eficiente em termos de média e variância, quaisquer diferenças nos retornos esperados das ações são inteiramente explicadas pelas diferenças no beta, ou seja, outras variáveis nada acrescentam em termos de explicação dos retornos esperados (FAMA; FRENCH, 2004).

Segundo Fama e French (2004), a análise empírica do CAPM possui falhas e limitações capazes de invalidar a forma como é utilizado em suas aplicações. Para os autores, os problemas empíricos do CAPM podem refletir deficiências teóricas, resultado de suas hipóteses simplificadoras, mas também podem ser causados por dificuldades na implementação e validade dos testes do modelo.

As principais fragilidades em relação ao CAPM provêm da utilização de *proxies* para a carteira de mercado e para a taxa livre de risco. Segundo Fama e French (2004), tanto os estudos que utilizam o método de regressão em corte transversal, como séries temporais, a rigor, não testam diretamente o CAPM. Para os autores, o que realmente é testado é se uma *proxy* específica para a carteira de mercado é eficiente. Nessa perspectiva, Roll (1977) comenta que o CAPM nunca foi testado e provavelmente nunca será, uma vez que seu ponto crítico, a carteira de mercado, é teórica e empiricamente indescritível. Adicionalmente, a

premissa de que os investidores podem tomar emprestado ou emprestar montantes ilimitados a uma taxa livre de risco é uma suposição irrealista.

Todavia, Fama e French (2004) ressaltam que essas críticas são passíveis a qualquer modelo econômico que utilize *proxies* para as variáveis solicitadas pelo mesmo. Por essa razão, necessita-se que os dados sejam confrontados até se obterem evidências empíricas concretas. Entretanto, inúmeras evidências empíricas posteriores mostram que o poder explicativo do CAPM é limitado e sugerem que outros fatores podem ser determinantes dos retornos das ações.

A seção seguinte apresenta algumas dessas evidências de que modelos multifatoriais podem melhorar o poder explicativo dos retornos das ações, mesmo quando o beta do CAPM é significativo.

2.2.2 Modelos Multifatoriais

A suposição de que os retornos das ações estão unicamente relacionados ao beta e que nenhuma outra variável possui poder explicativo adicional vem sendo contestada, desde a década de 1970. Diversas evidências empíricas mostram que outros fatores relacionam-se com os retornos das ações e que o poder explicativo do beta do CAPM é limitado ou até inexistente.

O estudo de Black, Jensen e Scholes (1972) teve como objetivo apresentar testes adicionais ao CAPM que evitassem alguns dos problemas de estudos anteriores e que fornecessem informações adicionais sobre a natureza da estrutura dos retornos das ações. As conclusões dos autores apontam a existência de um segundo fator na determinação dos

retornos. Eles acreditam que existam hipóteses econômicas compatíveis com essa conclusão que também sejam coerentes com o mercado de capitais em equilíbrio.

Basu (1977) identificou que, quando as ações eram classificadas de acordo com índice lucro/preço, os retornos futuros realizados eram maiores que os previstos pelo CAPM. O trabalho de Banz (1981) encontrou que, quando as ações eram classificadas pelo valor de mercado (preço de cada ação multiplicado pelo número de ações em circulação), os retornos das ações de empresas pequenas eram superiores ao previsto pelo CAPM. Essa evidência anômala foi denominada de *efeito tamanho*.

Statman (1980) e Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) verificaram que as ações com alto índice *book-to-market* – B/M (valor patrimonial dividido pelo valor de mercado da empresa) obtiveram retornos mais altos que aqueles capturados pelos betas do CAPM. Esse padrão ficou conhecido como *efeito valor* (ou efeito B/M). Bhandari (1988) documentou que as ações com alto índice de endividamento (dívida por capital próprio) apresentavam retornos maiores que aqueles previstos pelo beta do CAPM. Essa evidência passou a ser chamada de *efeito alavancagem*.

Por fim, o estudo de Jegadeesh e Titman (1993) mostrou que ações que apresentaram bom desempenho em relação ao mercado nos últimos 3 a 12 meses tendem a continuar apresentando bons resultados nos próximos meses. Da mesma forma, as ações que apresentaram mau desempenho tendem a continuar obtendo resultados ruins nos meses seguintes. Essa regularidade ficou conhecida como *efeito momento*.

Essas e outras regularidades encontradas pelos pesquisadores e não explicadas pelo CAPM foram denominadas de *anomalias* do mercado de capitais. Para Schwert (2002), anomalias são resultados empíricos que parecem ser inconsistentes com as teorias de precificação de ativos. Elas indicam ineficiência do mercado, o que sugere oportunidades de lucro, ou inadequações do modelo de precificação de ativos. Por serem regulares e confiáveis,

as anomalias implicam certo grau de previsibilidade e o fato de serem amplamente conhecidas implica que muitos investidores podem tirar vantagem delas (LO, 2007).

As anomalias de mercado constituem um campo de pesquisa bastante explorado nos últimos anos, diante da possibilidade de ganhos financeiros decorrentes da previsibilidade dos retornos futuros das ações. Nesse sentido, muitas pesquisas têm sido desenvolvidas, com o objetivo de testar a validade das anomalias documentadas na literatura, que podem estar restritas ao período de tempo e circunstâncias de mercado em que as evidências foram encontradas. Para tal, são desenvolvidos e testados diversos modelos, com o objetivo de prover uma melhor explicação dos retornos das ações.

2.2.2.1 Modelo de Três Fatores

O trabalho seminal de Fama e French (1992) constitui um marco significativo no estudo da eficiência de mercado, dos modelos de precificação de ativos e das anomalias de mercado. O estudo questiona fortemente o modelo de precificação de ativos de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972), uma vez que apresenta evidências empíricas de que o beta pode não estar positivamente relacionado aos retornos médios das ações. Esse resultado vai de encontro ao trabalho do próprio autor, Fama e MacBeth (1973), que representa uma das evidências favoráveis ao CAPM.

Utilizando dados de todas as empresas não-financeiras listadas na *New York Stock Exchange* (NYSE), *American Stock Exchange* (AMEX) e *Nasd Automated Quotations* (NASDAQ), no período de 1963 a 1990, os autores sugerem e testam outras variáveis que podem ser mais apropriadas para explicar os retornos médios esperados: tamanho, índice

book-to-market (B/M), índice lucro/preço (L/P) e alavancagem financeira. Utilizou-se regressões em corte transversal, conforme Fama e MacBeth (1973).

Fama e French (1992) verificaram que o beta é correlacionado com a variável tamanho. Dessa forma, ele está positivamente relacionado com os retornos médios das ações, quando sofre influência do efeito tamanho. Excluindo-se essa influência, observa-se que o beta não influencia ou influencia negativamente os retornos médios. Portanto, essa pode ser uma justificativa para os estudos tradicionais, que foram realizados entre 1941 e 1965, período de forte incidência do efeito tamanho (FAMA; FRENCH, 1992).

Com relação às demais variáveis analisadas, verificou-se que o tamanho é uma variável com forte poder explicativo dos retornos médios das ações no período pesquisado e que o B/M apresenta poder explicativo ainda mais forte que a variável tamanho. Esse resultado ocorre tanto quando as variáveis são testadas isoladamente, como em conjunto com as demais.

A variável alavancagem foi subdividida em duas *proxies*: alavancagem de mercado (ativos/valor de mercado) e alavancagem contábil (ativos/valor contábil). Observou-se que a alavancagem de mercado é positivamente relacionada com os retornos médios das ações, enquanto a alavancagem contábil relaciona-se negativamente. Esse resultado corrobora a importância do índice B/M como variável explicativa, uma vez que a diferença entre esses dois tipos de alavancagem é o próprio índice B/M. Por essa razão, considera-se que a alavancagem está embutida no índice B/M (FAMA; FRENCH, 1992).

Por fim, para a variável L/P, consideraram-se apenas os valores positivos, atribuindo-se uma variável *dummy* aos valores negativos. Adicionando-se o tamanho e o índice B/M nas regressões do L/P, aquelas com valores negativos foram eliminadas, enquanto as com valores positivos tiveram coeficientes médios fortemente reduzidos. Ao contrário, os resultados das regressões do tamanho e do B/M, com a inclusão do L/P, foram similares àqueles das

variáveis tomadas isoladamente. Esse resultado sugere que o L/P é correlacionado positivamente com as variáveis tamanho e B/M e está embutido nelas (FAMA; FRENCH, 1992).

Partindo dessas conclusões, Fama e French (1993) propuseram um modelo de três fatores para os retornos esperados, composto pelo fator mercado (beta); pelo fator tamanho, que corresponde à diferença entre os retornos das carteiras formadas por empresas de baixo valor de mercado e os retornos das carteiras formadas por empresas de alto valor de mercado (*small minus big* – SMB); e pelo fator B/M, representado pela diferença entre os retornos das carteiras formadas por ações de alto e baixo índice B/M (*high minus low* - HML):

$$R_{i_t} - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_{m_t} - R_f) + S (SMB_t) + H(HML_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Onde:

R_{i_t} = retorno da carteira i no período t ;

$R_{m_t} - R_f$ = prêmio pelo fator mercado no período t ;

SMB_t = prêmio pelo fator tamanho no período t ;

HML_t = prêmio pelo fator B/M no período t .

$\varepsilon_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no período t .

Ao testar os três fatores (mercado, tamanho e índice B/M), os resultados obtidos por Fama e French (1993) referentes ao beta são semelhantes aos de Fama e French (1992), ou seja, quando usado isoladamente, ele não captura a variação nos retornos ocasionada pelo efeito tamanho e índice B/M. Conclui-se que a combinação dos três fatores proporciona melhor poder explicativo para os retornos das ações.

Fama e French (1993) argumentam que a superioridade dos retornos das ações de empresas de baixo valor de mercado e de ações de empresas com alto índice B/M reflete aspectos econômicos subjacentes, que produzem risco não diversificável nos retornos das ações, não capturado pelo beta do CAPM. Nesse sentido, os autores consideram que as variáveis tamanho e B/M capturam fatores de risco não incorporados no CAPM. Esse argumento fundamenta a abordagem de fatores de risco, a qual será discutida na seção 2.3.1.

Segundo Fama e French (2004), o modelo de três fatores é amplamente utilizado em pesquisas empíricas que requerem um modelo para os retornos esperados. Além disso, o modelo também apresenta aplicabilidade prática, uma vez que oferece uma alternativa ao CAPM, na estimação do custo de capital próprio. Contudo, a principal limitação do modelo de três fatores provém de sua motivação empírica. Para os autores, a seleção dos fatores tamanho e *book-to-market* não foi motivada por fornecerem previsões sobre as variáveis de interesse dos investidores. Eles são constructos forçados destinados a capturar padrões não cobertos por trabalhos anteriores de como os retornos das ações variam com o tamanho e o índice *book-to-market*.

Uma questão bastante comentada no âmbito das pesquisas empíricas sobre anomalias é a possibilidade de “*data snooping*”, ou seja, o uso exaustivo de uma mesma série de dados, levando à obtenção de resultados espúrios. Essa preocupação resulta do fato da maioria dos estudos nessa área utilizarem dados norte-americanos. Todavia, também se encontram evidências que corroboram os resultados de Fama e French (1993) em diversos países.

Chan, Hamao e Lakonishok (1991) estudaram as diferenças nos retornos das ações japonesas em relação ao comportamento de quatro variáveis: lucro/preço, tamanho, B/M e fluxo de caixa/preço (FC/P). Seus resultados mostram uma relação significativa entre essas variáveis e os retornos esperados no mercado japonês. Porém, das quatro variáveis

consideradas, o B/M e o FC/P têm impacto positivo mais relevante sobre os retornos esperados.

Capaul, Rowley e Sharpe (1993), em um estudo com seis países (França, Alemanha, Suécia, Reino Unido, Estados Unidos e Japão), no período de 1981 a 1992, observaram que, de maneira geral, o B/M é um efeito consistente nos retornos das ações internacionais. Considerando um período de tempo maior, Fama e French (1998) realizaram um estudo com 13 importantes mercados internacionais e com 16 países emergentes, de 1975 a 1995. Os autores também encontraram evidências favoráveis ao B/M em todos os países pesquisados.

Barry *et al.* (2001) estudaram as variáveis tamanho e B/M em 35 países emergentes, no período de 1985 a 2000. Os resultados apontam que o B/M é significativo e evidenciou-se que o efeito tamanho também está presente, mas não apresenta a mesma robustez dos resultados encontrados para o B/M.

O trabalho de Hussain e Toms (2002) verificou o modelo três fatores de Fama e French (1993) com dados do Reino Unido, no período de 1975 a 1998. A análise foi realizada considerando nove setores econômicos diferentes. Os resultados mostram que o modelo de três fatores possui melhor capacidade explicativa para os retornos das ações que o CAPM, para todos os setores estudados.

Ajili (2005) testou o modelo de três fatores na França, no período de 1976 a 2001. Seus resultados são consistentes com o modelo. Contudo, pelo fato do efeito tamanho e do prêmio de valor serem relativamente pequenos, os autores ressaltam que suas conclusões devem ser interpretadas cuidadosamente.

O estudo de Gharghori, Strykowski e Veeraraghavan (2007) verificou a existência de anomalias de mercado, utilizando dados do mercado de ações australiano, no período de 1992 a 2005. Além disso, verificou-se a capacidade do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) em explicar as anomalias observadas. Os autores conseguiram

documentar os efeitos tamanho, B/M e lucro/preço e foram os primeiros a documentar o efeito FC/P na Austrália. Os resultados também indicam que o modelo de três fatores de Fama e French (1993) é superior ao CAPM em poder de explicação dos retornos das ações.

No Brasil, também foram realizados estudos, com o objetivo de analisar o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Málaga e Securato (2004) analisaram as ações listadas na BM&FBOVESPA, no período 1995 a 2003, utilizando a mesma metodologia desenvolvida e aplicada por Fama e French (1993). Os resultados encontrados indicam que o modelo de três fatores é superior ao CAPM na explicação dos retornos das ações da amostra utilizada, e que os três fatores são significantes, se complementando na explicação dos retornos de ações. Todavia, o fator tamanho apresentou prêmio negativo, contrariando os resultados de Fama e French (1993).

Lucena e Pinto (2005) apresentaram e testaram uma modificação na versão original do modelo de três fatores, com o objetivo de melhor adaptá-lo ao caso brasileiro. Eles utilizaram uma amostra composta por 213 ações negociadas na BM&FBOVESPA, no período de 1994 a 2004. Mediante as evidências de autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos do modelo original, os autores incorporaram duas equações de variância condicionada: o modelo ARCH (2) e o modelo GARCH (1,1). Os resultados indicam que essas modificações no modelo de três fatores apresentaram resultados estatisticamente significativos e se mostraram adequadas ao mercado de capitais brasileiro.

Em um estudo realizado durante o período de 1998 a 2006, Yoshino e Santos (2009) afirmam que o CAPM está “morto” no mercado acionário brasileiro, porque, além dos interceptos serem estatisticamente diferentes de zero, existem inúmeras anomalias que não conseguem ser explicadas, tais como o tamanho da empresa, o índice *book-to-market*, o *dividend yield*, e o índice lucro/preço. Além de corroborar o modelo de três fatores de Fama e French (1993), os autores identificaram dois novos modelos de três fatores adequados para

explicar o mercado local, um formado pelas variáveis tamanho, B/M e L/P e o outro formado pelas variáveis B/M, L/P e *dividend yield*. Esse achado poderá contribuir para a precificação de ativos e as estratégias de negociação no mercado acionário brasileiro.

2.2.2.2 Modelo de Quatro Fatores

O efeito momento, documentado por Jegadeesh e Titman (1993, 2001), mostra que as estratégias de compra de ações que obtiveram bons resultados no passado e venda de ações que apresentaram resultados ruins no passado geram retornos significativamente positivos ao longo dos 3 a 12 meses seguintes. Além disso, parte dos retornos anormais gerados no primeiro ano após a formação das carteiras dissipa-se nos dois anos seguintes.

Segundo Fama e French (2004), o efeito momento distingue-se do efeito valor capturado pelo *book-to-market* e outros índices de preços e não consegue ser explicado pelo modelo de três fatores de Fama e French (1993). Carhart (1997) adicionou o fator momento, que corresponde à diferença entre os retornos das carteiras de curto prazo vencedoras e perdedoras, ao modelo de três fatores, o qual foi denominado de modelo de quatro fatores:

$$R_{i_t} - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_{m_t} - R_f) + S (SMB_t) + H(HML_t) + W(WML_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Onde:

R_{i_t} = retorno da carteira i no período t ;

$R_{m_t} - R_f$ = prêmio pelo fator mercado no período t ;

SMB_t = prêmio pelo fator tamanho no período t ;

HML_t = prêmio pelo fator B/M no período t ;

WML_t = prêmio pelo fator momento no período t ;

$\varepsilon_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no período t .

Para Carhart (1997), o modelo de quatro fatores é consistente com um modelo de equilíbrio de mercado com quatro fatores de risco. Alternativamente, ele pode ser interpretado como um modelo de atribuição do desempenho, onde os coeficientes e os prêmios de risco das carteiras indicam a proporção de retorno médio atribuído a quatro estratégias elementares: ações com alto *versus* baixo beta, ações com alto *versus* baixo valor de mercado, ações de valor *versus* ações de crescimento e ações com retorno momento *versus* retorno contrário.

As evidências empíricas de Carhart (1997) mostram que o modelo de quatro fatores melhora substancialmente os erros padrão do CAPM e do modelo de três fatores. Comparativamente, os erros médios do CAPM, do modelo de três e de quatro fatores foram 0,35%, 0,31%, e 0,14% ao mês, respectivamente. Isso indica que o modelo descreve bem a variação transversal nos retornos médios das ações.

O modelo de quatro fatores também foi legitimado em aplicações, com o objetivo de abstrair padrões conhecidos nos retornos médios e descobrir o efeito de informações específicas. Contudo, por ser de curta duração, o efeito momento torna-se irrelevante para as estimativas de custo do capital próprio (FAMA; FRENCH, 2004).

Zhang e Chen (2008) utilizaram os modelos de três e quatro fatores e testaram “fatores neoclássicos” como uma maneira alternativa de explicar o retorno acionário. Os autores propõem um novo modelo multifatorial que inclui o fator de mercado, um fator de investimento e um fator de produtividade. O modelo segue um longo caminho para explicar a variação dos retornos médios de carteiras formadas pelo momento, dificuldades financeiras, investimento, rentabilidade, emissões de ações e índices de avaliação. Os resultados mostram

que o modelo neoclássico pode ser um bom ponto de partida alternativo para descrever a variação *cross-section* dos retornos das ações.

Diversas pesquisas posteriores corroboram os achados de Carhart (1997). O trabalho de Jostova *et al.* (2010) testou o modelo de quatro fatores, ao analisar o efeito momento em títulos corporativos nos Estados Unidos. A amostra constitui a mais longa série temporal de dados de títulos corporativos norte-americanos utilizados em estudos empíricos até então. Ela foi composta por 3,2 milhões de observações mensais referentes a 77.150 títulos emitidos, compreendendo o período de 1973 a 2008. Os resultados apontam uma forte evidência do efeito momento no período de 1991 a 2008.

Schmidt *et al.* (2011) utilizaram o modelo de quatro fatores, com o objetivo de identificar anomalias de tamanho, valor e momento em mercados internacionais. Sua análise compreendeu os Estados Unidos e 16 países europeus, durante o período de 1984 a 2008. Uma das principais contribuições do estudo é a sistematização detalhada de como construir carteiras e fatores de risco replicáveis com base nos bancos de dados do *Thomson Reuters Datastream* e do *Thomson Reuters Worldscope*. Os resultados mostram que os retornos do mercado pan-europeu e os fatores de risco, surpreendentemente, parecem ser bastante correlacionados com os encontrados nos EUA, com exceção do fator tamanho.

No tocante às evidências brasileiras, Dos Santos, Famá e Mussa (2007) testaram o modelo de quatro fatores com uma amostra composta por todas as ações listadas na BM&FBOVESPA, no período de 1995 a 2006. Utilizando a mesma metodologia de Fama e French (1993), os resultados mostram que o modelo de quatro fatores é válido no mercado brasileiro, sendo superior ao modelo de três fatores e ao CAPM, na explicação das variações dos retornos das ações que compunham a amostra. Todos os fatores mostraram-se significativos, porém, assim como evidenciado em Málaga e Securato (2004), o prêmio do fator tamanho foi negativo, o que vai de encontro aos resultados de Fama e French (1993).

Mussa, Rogers e Securato (2008) também testaram o modelo de quatro fatores no mercado de capitais brasileiro, no período de 1995 a 2007. Os resultados confirmaram a evidência de que o modelo de quatro fatores é superior ao modelo de três fatores e ao CAPM. Entretanto, é importante salientar que os interceptos dos três modelos mostraram-se altamente significativos, indicando que os modelos não são suficientes para a explicação das variações nos retornos das ações no Brasil.

O trabalho de Flister, Bressan e Amaral (2011) procurou verificar se o CAPM condicional é capaz de explicar anomalias de momento, tamanho e *book-to-market* no mercado acionário brasileiro. Os autores utilizaram uma amostra de empresas negociadas na BM&FBOVESPA, no período de 1995 a 2008, as quais foram agrupadas em carteiras. De todas as anomalias testadas, a única que foi estatisticamente significativa foi o efeito *book-to-market*. Portanto, esse estudo não confirmou a existência de um efeito momento no mercado brasileiro.

2.2.2.3 Modelo de Cinco Fatores

Por volta da década de 1980, foram desenvolvidos os primeiros estudos com o objetivo de investigar a influência da liquidez na precificação de ativos. Tradicionalmente, liquidez é definida como a facilidade e a rapidez com que os ativos são convertidos em dinheiro (ROSS; WESTERFIELD; JAFFE, 2001). Para Liu (2006), a liquidez é geralmente descrita como a habilidade de negociar grandes quantidades, rapidamente, com baixo custo e pequeno impacto no preço. Contudo, a definição de liquidez ainda é uma questão aberta e não há um conceito teoricamente correto ou universalmente aceito.

A relação entre liquidez e retorno dos ativos relaciona-se com a hipótese de aversão ao risco dos investidores. Os investidores avessos ao risco requerem retornos maiores como compensação para maiores níveis de risco. Da mesma forma, eles tendem a preferir concentrar seus investimentos em ativos líquidos, que podem ser negociados rapidamente e com um baixo custo de transação. Assim, para atrair os investidores, os ativos com menor liquidez devem oferecer um maior retorno esperado. Em resumo, os retornos esperados dos ativos são função decrescente da liquidez (AMIHUD; MENDELSON, 1986; 1988; 1991).

Segundo Amihud e Mendelson (1986), enquanto um investidor pode reduzir o risco de seu portfólio através da diversificação em mercados de capitais, ele pouco pode fazer para evitar os custos da falta de liquidez. Portanto, a liquidez pode ser considerada uma questão chave na análise e gestão de investimentos. De acordo com Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), o entendimento da liquidez e da sua relação com as demais variáveis do mercado financeiro pode aumentar a eficácia da alocação dos recursos, uma vez que melhora a confiança dos investidores nos mercados, bem como a organização e regulação das bolsas e a administração dos investimentos.

A importância da liquidez torna-se ainda mais evidente em momentos como a atual crise financeira mundial, desencadeada em 2008, e cujos impactos continuam sendo percebidos com intensidade na atualidade. Em momentos como esse, os investidores avessos ao risco preferem investir em ativos menos arriscados e mais líquidos (LIU, 2006). Segundo o mesmo autor, outros dois fatores que afetam a liquidez é a assimetria de informação, que pode gerar a iliquidez e a própria maneira como as empresas são administradas.

Diversos autores ressaltam que a liquidez não é diretamente observável e possui aspectos variados que não podem ser capturados em uma única medida (AMIHUD, 2002; LIU, 2006). Dessa forma, uma análise mais completa da liquidez requer a utilização de diferentes medidas que sejam capazes de captar suas múltiplas dimensões, como por exemplo,

a dimensão de custos de transação (AMIHUD; MENDELSON, 1986), quantidade negociada (DATAR; NAIK; RADCLIFFE, 1998), impacto nos preços (AMIHUD, 2002; PASTOR; STAMBAUGH, 2003), entre outras. Por essa razão, os estudos que analisam a influência da liquidez na explicação dos retornos das ações, normalmente, utilizam diferentes *proxies* para mensurar essa variável.

No tocante às evidências empíricas internacionais do efeito liquidez, pode-se destacar diversos estudos realizados no mercado norte-americano (AMIHUD; MENDELSON, 1986; 1989; DATAR, NAIK E RADCLIFFE, 1998; CHORDIA; SUHBRAHMANYAM; ANSHUMAN, 2001; AMIHUD, 2002; PASTOR; STAMBAUGH, 2003; LIU, 2006; 2009; KEENE; PETERSON, 2007) e australiano (GHARGHORI; LEE; VEERARAGHAVAN, 2007).

Jun, Marathe e Shawky (2003) realizaram um estudo amplo com 27 países emergentes, dentre eles o Brasil, no período de 1992 a 1999. Os autores utilizaram como *proxies* para a liquidez o *turnover* (razão entre a quantidade de ações negociadas e quantidade de ações em circulação), a volatilidade e o volume financeiro negociado. Os autores verificaram uma associação positiva entre a liquidez e os retornos das ações. Esse resultado vai de encontro ao que é proposto na teoria, bem como às evidências reportadas nos países desenvolvidos. Segundo os autores, esse resultado reflete a visão de que os mercados de ações de países emergentes apresentam baixo grau de integração com a economia global.

No Brasil, alguns estudos buscaram investigar a relação entre liquidez e retorno acionário. O trabalho de Bruni e Famá (1998) analisou a relação entre a liquidez e o retorno de todas as ações listadas na BM&FBOVESPA, no período de 1988 a 1996. Foi utilizada como *proxy* para a liquidez o índice de negociabilidade da ação, ou seja, a participação relativa da ação em negócios conduzidos na BM&FBOVESPA, durante os últimos 12 meses. Conforme previsto pela teoria, os autores verificaram uma forte associação negativa entre os

retornos das ações e a liquidez. Adicionalmente, a liquidez apresentou níveis de significância maiores que o próprio risco sistemático (beta), o que demonstra a importância dessa variável para a explicação dos retornos do mercado brasileiro.

O estudo de Vieira e Milach (2008) investigou o comportamento de medidas de liquidez/iliquidez no mercado brasileiro, no período de 1995 a 2005. Ao todo, foram utilizadas seis *proxies*: volume financeiro, quantidade de títulos, quantidade de negócios, *turnover*, *spread* e iliquidez. Como medidas de risco, foram utilizadas as variáveis beta e volatilidade e ainda as variáveis de controle valor de mercado e *dividend yield*. De todas as *proxies* analisadas, foram significativas apenas a iliquidez e o *spread*. De maneira geral, os autores ressaltam a melhora expressiva na negociação do mercado brasileiro, ao longo dos anos, tanto em termos de quantidade de negócios, como de volume negociado, provavelmente relacionada ao aumento da participação de investidores pessoa física nas negociações.

O trabalho de Correia, Amaral e Bressan (2008) teve como objetivo verificar se o valor de mercado das ações pode ser determinado pela sua liquidez. A amostra compreendeu todas as ações negociadas na BM&FBOVESPA, no período de 1995 a 2004. Foram utilizadas as seguintes *proxies* para a liquidez: volume negociado, quantidade de negócios e *turnover*. Os resultados indicaram a existência de uma relação linear e positiva entre o retorno e a liquidez das ações, em todas as três *proxies* utilizadas. Esse resultado vai de encontro à hipótese da existência de um prêmio de liquidez, proposta inicialmente por Amihud e Mendelson (1986), mas corrobora o estudo de Jun, Marathe e Shawky (2003) em mercados emergentes, incluindo o Brasil.

O trabalho de Machado (2009) objetivou verificar se existe o prêmio de liquidez no mercado brasileiro, bem como averiguar se a liquidez é precificada e explica parte das variações dos retornos das ações. O objetivo era analisar se o retorno das ações do mercado de capitais brasileiro era explicado não apenas pelo fator de risco sistemático proposto pelo

CAPM, pelos três fatores de Fama e French (1993) e pelo fator momento de Carhart (1997), mas também pela liquidez, conforme sugerido por Amihud e Mendelson (1986).

Foram utilizadas cinco *proxies* para a liquidez: *turnover*, volume negociado, quantidade de negócios, índice de negociabilidade e *turnover* padronizado. Os resultados evidenciaram a existência de um prêmio de liquidez, independente da *proxie* utilizada, o qual variou de 0,04% a 0,77% ao mês. Verificou-se a superioridade do modelo de cinco fatores em relação aos demais modelos de precificação de ativos analisados. Em média, observou-se uma melhora do poder explicativo de 1,7%, 3,2% e 10,2% em relação ao modelo de quatro fatores, ao de três fatores e ao CAPM, respectivamente. Adicionalmente, o modelo de cinco fatores foi o que apresentou o menor número de interceptos estatisticamente diferentes de zero, mostrando-se mais adequado na explicação dos retornos das ações do mercado brasileiro.

2.3 ABORDAGENS SOBRE ANOMALIAS DE MERCADO

Conforme apresentado no Capítulo 1, o objetivo da presente pesquisa é verificar o papel de variáveis fundamentalistas em explicar a variação dos retornos das ações brasileiras, em comparação com fatores de risco amplamente abordados na literatura. Dessa forma, esta seção objetiva fundamentar as duas abordagens sobre anomalias de mercado que serão enfocadas no estudo: a Abordagem de Fatores de Risco e a Abordagem Fundamentalista.

2.3.1 Abordagem de Fatores de Risco

Conforme discutido nas seções 2.2.1 e 2.2.2, as hipóteses simplificadoras do CAPM ocasionam sérias limitações empíricas a suas aplicações. Isso motivou inúmeros autores a buscarem modelos de precificação de ativos que desempenhassem melhor papel na explicação dos retornos acionários. A interpretação mais difundida na literatura para a existência das anomalias de mercado é a de que o CAPM, por ser um modelo de fator único, não compreende dimensões importantes do risco dos ativos.

Para Fama e French (2004), a variável beta do CAPM não apresenta uma descrição completa do risco de um ativo. Portanto, o fato das diferenças nos retornos das ações não serem completamente explicadas pelo beta não deveriam surpreender. Sob essa perspectiva de que o risco das ações é multidimensional, considera-se que as relações observadas entre variáveis anômalas e os retornos das ações ocorrem porque essas variáveis são *proxies* para dimensões de risco subjacentes aos retornos.

Fama e French (1993) comentam que, embora as variáveis tamanho e *book-to-market* pareçam ter sido atribuídas de maneira “*ad hoc*”, existem razões para se esperar que elas estejam relacionadas a fundamentos econômicos e, portanto, que sejam *proxies* para fatores de risco comuns nos retornos dos ativos. Segundo os autores, “o tamanho está associado a um fator de risco comum que pode explicar a relação negativa entre tamanho da empresa e retorno médio” (FAMA; FRENCH, 1993, p. 8). Da mesma maneira, a relação entre o índice B/M e os retornos sugere que essa rentabilidade relativa é a fonte de um fator de risco comum aos retornos que pode explicar a relação positiva entre o índice B/M e o retorno dos ativos.

Fama e French (1995) buscaram aprofundar a questão de que as variáveis tamanho e índice B/M são indicadores arbitrários que, por razões econômicas inexplicáveis, estão

relacionadas aos fatores de risco dos retornos. Para isso, buscaram verificar se o comportamento dos preços das ações, em relação a essas duas variáveis, reflete o comportamento dos lucros. Os resultados mostram que o tamanho e o B/M estão relacionados à lucratividade, assim como aos retornos. Todavia, os esforços em documentar que a variação comum nos retornos é conduzida por fatores comuns aos lucros não foram inteiramente satisfeitos. Os autores acreditam que esse fato se deve a erros de mensuração dos lucros esperados.

Para Fama e French (1995), a identificação de quais variáveis econômicas subjacentes produzem variação nos lucros e retornos relacionada ao tamanho e ao B/M ainda está longe de ser alcançada. Para eles, muitas variáveis candidatas (produto nacional bruto, consumo, emprego) possuem problemas de mensuração tão graves quanto o lucro, o que sugere que não será fácil produzir resultados convincentes sobre as variáveis de estado que dirigem os lucros e os retornos.

Além da dificuldade em identificar a que variáveis econômicas se referem, muitas das *proxies* de risco testadas na literatura apresentam evidências inconsistentes e contraditórias como, por exemplo, a relação entre a variável tamanho e o índice lucro/preço, comentada anteriormente.

O trabalho de Schwert (1983) constitui um *survey* de estudos realizados sobre o efeito tamanho. O autor apresenta evidências empíricas de três perspectivas principais abordadas: como artefato estatístico, caracterizações adicionais e explicações econômicas. Todavia, ele comenta que a procura por uma explicação para essa anomalia tem sido mal sucedida. Por essa razão, a compreensão das causas estatísticas ou econômicas para o efeito tamanho é incompleta. Para o autor, parece improvável a utilização do efeito tamanho na mensuração do custo de oportunidade do capital de risco tal qual se faz com o CAPM, uma vez que é difícil

compreender porque esse custo é substancialmente maior para as empresas pequenas do que para as grandes empresas.

Diante das limitações da abordagem de fatores de risco em explicar as origens e evidências das anomalias de mercado, a Abordagem Fundamentalista propõe explicações alternativas que permanecem coerentes com a teoria de precificação racional.

2.3.2 Abordagem Fundamentalista

A Abordagem Fundamentalista, preconizada por Berk (1995, 1996, 1997), surgiu como alternativa à perspectiva multidimensional de fatores de risco sugerida por Fama e French (1992). A distinção entre essa abordagem e a anterior é que ela não se apoia na existência de uma relação entre uma característica particular da empresa e seu risco. Ela procura demonstrar que muitas das anomalias de mercado nada mais são que regularidades nas relações entre as variáveis em questão. Dessa forma, independente de qual processo gera o retorno da empresa, a relação empiricamente demonstrada entre as variáveis e os retornos será sempre observada (BERK; 1995).

2.3.2.1 Críticas ao Efeito Tamanho

De acordo com Schwert (1983), os modelos de precificação de ativos são baseados na proposição de que os indivíduos são avessos ao risco e, portanto, esses modelos prevêem uma

relação positiva entre o risco de um ativo e seu retorno esperado. Dessa forma, as empresas mais arriscadas apresentam maiores retornos esperados e, conseqüentemente, os maiores retornos obtidos por empresas com baixos valores de mercado implicam que as pequenas empresas possuem maiores retornos por serem mais arriscadas.

A perspectiva de Berk (1995) sugere que a interpretação tradicional da relação empírica entre o valor de mercado e retorno médio pode ser falha. Ao invés da evidência de um “efeito tamanho”, a relação pode ocorrer devido a uma relação inversa endógena entre valor de mercado e taxa de desconto das empresas.

Berk (1995) argumenta que, se o valor de mercado de uma empresa é determinado em equilíbrio como o valor descontado dos fluxos de caixa futuros esperados, ele depende de uma taxa de desconto. Por exemplo, se duas empresas possuem o mesmo fluxo de caixa esperado, aquela que tiver a maior taxa de desconto (e, conseqüentemente, maior retorno esperado), terá o menor valor de mercado. De acordo com essa visão, os retornos esperados serão sempre negativamente correlacionados com o valor de mercado das empresas, *ceteris paribus*.

Dessa forma, a causa para a relação entre variáveis anômalas e o retorno esperado de uma empresa não está relacionada com as características operacionais que essas variáveis medem (o lucro ou o tamanho da empresa, por exemplo). Em vez disso, elas prevêm retornos esperados por causa do prêmio de risco teórico contido nas características do mercado dessas variáveis (BERK, 1995).

No caso comentado anteriormente, o valor de mercado das ações é negativamente correlacionado com o retorno médio porque é inversamente relacionado ao risco da empresa. Assim, o valor de mercado do Patrimônio Líquido de uma empresa é afetado por, pelo menos, dois fatores: as empresas maiores possuem valores de mercado relativamente maiores e as empresas menos arriscadas possuem valores de mercado relativamente menores. Portanto, tendo em vista que não existe uma correlação positiva entre o tamanho operacional de uma

empresa e seu risco, uma empresa com um baixo valor de mercado, provavelmente, será mais arriscada do que uma empresa com um alto valor de mercado (BERK, 1995).

Berk (1995) mostra por que em uma economia onde o tamanho da empresa e o risco não são relacionados, o logaritmo do valor de mercado sempre medirá a taxa de desconto da empresa. Utiliza-se o logaritmo do valor de mercado, por ser a *proxy* que mais recebeu atenção na literatura. Contudo, os autores salientam que essa lógica pode ser aplicada para explicar o poder preditivo de outras anomalias como o índice *book-to-market*, o índice L/P, o *dividend yield* etc.

Para comprovar que a relação entre o “efeito tamanho” e os retornos esperados ocorre devido à identidade endógena entre o valor de mercado e a taxa de desconto, Berk (1996) testa outras quatro *proxies* para o efeito tamanho: valor contábil dos ativos, valor contábil não-depreciado do imobilizado e equipamentos, valor total das vendas anuais e número total de funcionários. A amostra foi composta por todas as ações listadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque, no período de 1966 a 1987.

Os resultados mostram que não existe relação significativa entre os retornos médios e as outras quatro medidas do tamanho da empresa. Em contrapartida, verificou-se que o valor de mercado é altamente correlacionado com o retorno ajustado ao risco (parte do retorno não explicada pelo CAPM). Portanto, conclui-se que não há evidência de que o tamanho da empresa seja responsável pelo poder explicativo adicional ao CAPM (BERK, 1996).

Para Berk (1995, 1996), o resultado de Fama e French (1992) de que o índice B/M é mais significativamente relacionado com os retornos do que o valor de mercado da empresa ocorre porque a maior variação no tamanho da empresa adiciona ruído estatístico ao valor de mercado, que, por sua vez, enfraquece a significância da relação entre valor de mercado e retorno. Em contrapartida, o índice B/M é controlado pelo tamanho da empresa e, por isso, não está sujeito a esse problema.

Assim como o fluxo de caixa esperado, o valor contábil do Patrimônio Líquido é uma medida do tamanho da empresa que não contém, teoricamente, um prêmio de risco. Assim, pode-se esperar que essas duas medidas sejam correlacionadas e, desde que haja alguma correlação entre o fluxo de caixa esperado e o valor contábil do patrimônio líquido, este pode ser usado como um controle para a variação nos fluxos de caixa esperados. Portanto, o logaritmo do índice B/M é, em princípio, uma melhor medida para os retornos esperados do que o logaritmo do valor de mercado sozinho (BERK, 1995, 1996). Esse argumento será detalhado na seção seguinte.

2.3.2.2 A Importância do Índice *Book-to-market*

A relação positiva entre o índice *book-to-market* e os retornos futuros das ações tem sido observada desde a década de 1970. Ao longo do tempo, basicamente três explicações para o efeito B/M têm sido propostas. A primeira diz que o efeito B/M é ocasionado por um viés de seleção de dados induzido pela inclusão retrospectiva de empresas bem sucedidas no banco de dados COMPUSTAT. A segunda postula que a relação entre o B/M e os retornos subsequentes é uma consequência da ineficiência do mercado ou problemas de precificação. A terceira argumenta que a associação entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido captura parte do risco sistemático. Contudo, as evidências apresentadas pelas três correntes podem ser consideradas inconclusivas (BIDDLE; HUNT, 1999).

A abordagem fundamentalista considera que o índice B/M é uma variável mais consistente que o tamanho da empresa na explicação dos retornos das ações. De acordo com essa perspectiva, a relação entre o B/M e os retornos futuros não se dá pelo fato dele capturar

um fator de risco, mas por ser uma *proxy* para os fluxos de caixa esperados no futuro, que correspondem a um termo omitido na relação entre o valor de mercado e os retornos esperados.

Para Biddle e Hunt (1999), essa visão sugere que qualquer *proxy* relacionada ao tamanho da empresa que controle a variação dos fluxos de caixa esperados pode aumentar a relação entre o valor de mercado e os retornos subsequentes. Isso implica que outras *proxies* para os fluxos de caixa esperados podem estar relacionadas com os retornos futuros em uma razão com o valor de mercado, da mesma forma que o valor contábil do patrimônio líquido.

Por essa razão, Biddle e Hunt (1999) testam outras possíveis *proxies* para os fluxos de caixa esperados: lucro líquido do exercício, fluxo de caixa operacional e vendas. Os autores verificam que essas variáveis contábeis formam razões com o valor de mercado tão bem quanto o índice B/M na explicação dos retornos das ações. Curiosamente, o índice formado pelo fluxo de caixa operacional dividido pelo valor de mercado apresentou associação mais forte com os retornos das ações que o próprio B/M.

Diante do exposto, verifica-se que variáveis contábeis alternativas para os fluxos de caixa formam razões com o valor de mercado que são relacionadas com os retornos futuros da mesma maneira que o índice B/M. Isso confirma as suposições de Berk (1995, 1996), de que o poder explicativo do índice B/M resulta do fato do valor contábil ser uma *proxy* para os fluxos de caixa esperados e, por essa razão, reforçar a relação endógena entre o valor de mercado e os retornos futuros devido à taxa de desconto (retorno esperado).

2.3.2.3 Variáveis de Previsão

A abordagem fundamentalista baseia-se nos modelos de avaliação de renda residual, os quais buscam examinar a relação entre os indicadores contábeis e o valor da empresa. Uma vez que esse não é o foco do presente estudo, essa seção irá abordar apenas os conceitos essenciais para a compreensão das variáveis de previsão analisadas no estudo: a previsão do *book-to-market* e a previsão do Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE). Maiores detalhes sobre os modelos de avaliação podem ser encontrados em Ohlson (1990, 1995), Feltham e Ohlson (1995) e Lee (1996).

Frankel e Lee (1998) apresentam evidências a favor de variáveis de previsão do ROE e do B/M consistentes com a hipótese de mercados eficientes. Os autores mostram que as variáveis que incorporam as previsões de analistas de mercado apresentam maior poder explicativo que o valor contábil, pelo fato de incorporarem tanto informações passadas, como informações presentes. Eles também mostram que a relação entre o índice B/M e o ROE é inversa. Isso ocorre porque, conforme comentado anteriormente, o valor contábil do patrimônio líquido é uma *proxy* para os fluxos de caixa esperados e, em um equilíbrio competitivo, o ROE de uma empresa deve ser próximo ao seu custo de capital próprio (taxa de desconto).

Clubb e Naffi (2007) demonstram que a relação entre o ROE, os retornos esperados e o B/M implica que os retornos esperados para um período podem ser explicados por uma comparação do ROE esperado e da mudança esperada no índice B/M. Essa identidade dá origem ao modelo de avaliação fundamental que será analisado no presente estudo.

A lógica subjacente a esse argumento é que a inclusão da expectativa futura do ROE, além do B/M atual, como variável explicativa para o retorno das ações, controla a variação no

B/M atual causada por diferenças de expectativas de desempenho econômico de curto prazo. Da mesma maneira, a inclusão da expectativa do B/M futuro como variável explicativa do retorno das ações controla o impacto das expectativas de desempenho de longo prazo (CLUBB; NAFFI, 2007). Esse modelo será apresentado detalhadamente no Capítulo 3.

2.3.2.4 Variáveis Fundamentalistas e Retorno Acionário: Evidências Empíricas

Bernard (1994) utilizou um modelo de avaliação para analisar os fatores que determinam o índice *book-to-market*. Utilizaram-se dados de empresas norte-americanas, no período de 1974 a 1991. O modelo analisado mostra que, num mercado eficiente, o índice B/M depende da expectativa futura do ROE, do crescimento esperado no valor contábil e da taxa de retorno requerida. Os resultados comprovam que o ROE segue um processo de reversão à média e, por isso, o ROE atual prevê variações no ROE futuro em intervalos de três a cinco anos. Além disso, o valor contábil por ação e o ROE explicam cerca de 66% da variância no preço das ações. Para as regressões que utilizaram apenas o valor contábil como variável explicativa, o poder explicativo permaneceu em cerca de 54%.

O trabalho de Fairfield (1994) utilizou dados norte-americanos, no período de 1970 a 1984. O modelo testado comprova que o índice B/M é negativamente correlacionado com o ROE atual, o que é consistente com evidências prévias de que o prêmio (desconto) do valor contábil é associado com a taxa atual de retorno contábil da empresa. Os resultados mostram que o índice L/P é uma função das mudanças esperadas na lucratividade futura e, o índice B/M, do nível esperado de lucratividade futura. Ademais, a combinação entre o índice B/M e o L/P revela informações sobre os retornos futuros esperados relativos à lucratividade atual e

indica que essas diferentes combinações são associadas a padrões distintos de lucratividade futura.

O estudo de Frankel e Lee (1998) também associa modelos de avaliação contábil à explicação das variações nos retornos das ações. Os autores analisaram a utilidade de modelos de avaliação baseados na previsão de ganhos de analistas para a explicação dos retornos das ações norte-americanas. Adicionalmente, eles estimaram o valor fundamental da firma e investigam sua relação com a eficiência de mercado e a previsibilidade dos retornos das ações. Os resultados apontam que o valor fundamental baseado nas previsões é altamente correlacionado e explica mais de 70% da variação nos preços das ações.

A relação entre o índice valor fundamental/preço (VF/P) e os retornos é positiva, ou seja, as empresas com maiores índices VF/P tendem a obter maiores retornos em longo prazo. Em horizontes de curto prazo, o índice VF/P apresenta poder explicativo tão bom quanto o índice B/M. Todavia, para horizontes de longo prazo, os retornos de estratégias que utilizam o índice VF/P são o dobro daqueles obtidos com estratégias que utilizam o B/M. Acredita-se que essa superioridade na previsão dos retornos resulta da utilização de uma abordagem de avaliação mais completa (FRANKEL; LEE, 1998).

Penman e Sougiannis (1998) analisaram o papel de diversos modelos de avaliação contábil em inferir valores futuros, com base em dados passados. Supõe-se que as realizações médias são iguais às suas expectativas anteriores e que o mercado em que os preços são comparados aos valores calculados é eficiente. Foram utilizados dados norte-americanos, no período de 1973 a 1992. Em linhas gerais, os resultados mostram que os métodos baseados em previsões de lucros e valores contábeis apresentam-se melhores que os modelos tradicionais de avaliação, como, por exemplo, os modelos de dividendos ou fluxos de caixa descontados.

Pontiff e Schall (1998) analisaram a capacidade preditiva do índice B/M, no período de 1926 a 1994. Basicamente, foram comparados os índices B/M formados por dois diferentes bancos de dados: *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) e *Standard & Poor's* (S&P). Encontrou-se que a habilidade preditiva do índice B/M está restrita ao período de tempo anterior a 1960. Os autores ressaltam que esse resultado pode estar relacionado ao banco de dados utilizado, uma vez que a capacidade preditiva do B/M calculado pelo DJIA é específica ao período anterior a 1960. Em contrapartida, o índice B/M do S&P provê melhor capacidade explicativa após 1960. Todavia, os resultados não são significativos o suficiente para rejeitar a hipótese de não previsibilidade do B/M, no período posterior a 1960.

O trabalho de Biddle e Hunt (1999) é consistente com a abordagem fundamentalista, em que a explicação para a relação entre o B/M e os retornos reside na habilidade do valor contábil como *proxy* para os fluxos de caixa esperados, já que a divisão entre uma *proxy* de fluxo de caixa pelo valor de mercado produz uma *proxy* para a taxa de desconto. Nesse sentido, os autores testam se outras *proxies* para fluxo de caixa são capazes de desempenhar o mesmo papel do B/M na explicação dos retornos das ações.

As variáveis testadas foram: lucro líquido do exercício, fluxo de caixa operacional e vendas. A amostra foi constituída por todas as empresas não-financeiras norte-americanas, no período de 1964 a 1993. Os resultados indicam que as *proxies* alternativas relacionam-se aos retornos futuros da mesma maneira que o B/M ou possuem associação ainda melhor, como foi o caso do fluxo de caixa operacional (BIDDLE; HUNT, 1999).

Considerando as inúmeras evidências do efeito B/M e os poucos esclarecimentos sobre sua relação com os retornos futuros, Lev e Sougiannis (1999) desenvolveram uma abordagem alternativa de análise. A teoria econômica postula que os valores de mercado das empresas diferem de seus valores contábeis pelo valor presente de seus lucros futuros anormais, onde os lucros anormais resultam do poder de monopólios ou, mais

frequentemente, da inovação. Nesse sentido, os autores buscaram capturar o valor dos esforços inovadores das empresas e examinar se explicam a relação entre o B/M e os retornos futuros das ações.

O capital intelectual de empresas inovadoras foi determinado pelos gastos em pesquisa e desenvolvimento (P&D). Utilizando uma amostra de aproximadamente 1200 empresas, os autores chegaram às seguintes conclusões: empresas com baixo B/M apresentam alto investimento em P&D e vice-versa; O investimento em P&D é fortemente associado ao B/M e, nas regressões com base em Fama e French, o investimento em P&D engloba o papel do B/M na explicação dos retornos das ações. Todavia, os autores salientam que seus resultados constituem uma possível explicação para o enigma do B/M, mas estão restritos a empresas de setores da economia fortemente engajadas com atividades de P&D, demandando evidências em outros setores, a fim de confrontar seus resultados (LEV; SOUGIANNIS, 1999).

Tomando como base os estudos de Ryan (1995) e Beaver e Ryan (2000), Billings e Morton (2001) propuseram uma decomposição do índice B/M em componentes, a fim de aprofundar a análise da relação entre o B/M e o retorno acionário. Os autores analisaram um componente mais persistente e fixo da empresa e outro mais transitório e atribuível às mudanças anteriores no preço.

Eles encontraram que a variação no B/M atribuível às variações de preços passados é o principal fator na sua capacidade de prever retornos futuros. Além disso, esse componente é similarmente associado às previsões de crescimento de lucros em longo prazo. O componente mais persistente também é associado aos retornos futuros e previsões de lucros futuros, mas de forma bem mais reduzida. Por fim, conclui-se que a expectativa de ganhos futuros no mercado refletidas no B/M atual não são totalmente racionais e que erros de previsão nessas expectativas resultam na previsibilidade dos retornos das ações (BILLINGS; MORTON, 2001).

Vuolteenaho (2000) desenvolveu um modelo dinâmico que liga o índice B/M aos retornos contábeis e de mercado no futuro. Utilizou-se uma longa série de dados norte-americanos, compreendendo o período de 1870 a 1997. Provou-se que o B/M não se comporta de forma “explosiva” e que uma identidade aproximada iguala o índice B/M a uma soma de retornos em excesso futuros, taxas de juros e retornos sobre o patrimônio líquido (ROE). Nesse modelo, um alto índice B/M deve ser justificado por um alto nível de rentabilidade (ROE menos taxa de juros) ou baixos retornos em excesso esperados. O modelo também foi utilizado para gerar previsões de retorno e rentabilidade. Ao final de 1997, o modelo previu alta rentabilidade e baixos retornos das ações ao longo dos 10 anos seguintes.

O estudo de Chen e Zhao (2005) busca uma interpretação econômica para o efeito B/M, por meio de sua bem documentada relação positiva com o nível de alavancagem das empresas. Os autores mostram que as empresas com baixo índice B/M se deparam com custos mais baixos de financiamento da dívida e, por isso, tomam mais capital emprestado. Todavia, os testes mostraram que, para muitas empresas, a relação entre o índice B/M e a alavancagem foi significativamente positiva. Esses resultados sugerem que são necessários mais estudos para explicar a relação entre essas duas variáveis.

Consonante a abordagem fundamentalista, o estudo de Clubb e Naffi (2007) com empresas do Reino Unido, durante o período de 1991 a 2000, sugere que o poder explicativo do B/M atual para os retornos das ações é reforçado pela inclusão de estimativas futuras do B/M e do ROE como variáveis explicativas adicionais. Os autores estimam um conjunto de modelos de regressão que incluem essas variáveis fundamentalistas e outras variáveis *proxy* de risco analisadas na literatura. Seus resultados evidenciam que as variáveis fundamentalistas dominam as variáveis da abordagem de fatores de risco na explicação dos retornos das ações. O trabalho de Clubb e Naffi (2007) constitui a base para o desenvolvimento do presente estudo e seu método será demonstrado no Capítulo 3.

No Brasil, também são encontradas evidências empíricas de variáveis fundamentalistas na explicação dos retornos das ações. Além dos trabalhos de Costa Jr. e Neves (2000) e Nagano, Merlo e Silva (2003) comentados na seção 2.2.2.3.1, que analisaram a influência de variáveis fundamentalistas na explicação dos retornos das ações brasileiras, alguns estudos procuraram aprofundar a nebulosa relação entre o índice B/M e o retorno acionário nesse mercado.

Cupertino e Coelho (2006) analisaram algumas condicionantes do índice B/M nas empresas brasileiras. O estudo objetivou investigar a correlação entre o índice B/M e variáveis associadas à Alavancagem, Liquidez, Tamanho, Risco, Imobilizado e Intangíveis. A amostra foi composta por todas as ações listadas na BM&FBOVESPA, no período de 1998 a 2004. O estudo foi conduzido por seis hipóteses: (i) quanto maior o risco de uma empresa, maior o B/M; (ii) quanto menor a liquidez das ações de uma empresa, maior o B/M; (iii) quanto menor o tamanho de uma empresa, maior o B/M; (iv) quanto mais alavancada é uma empresa, maior o seu B/M; (v) quanto menor a participação do imobilizado sobre os ativos de uma empresa, maior o B/M e (vi) quanto menor a participação dos intangíveis sobre os ativos de uma empresa, maior o B/M.

Os resultados obtidos levam à rejeição de todas as hipóteses delineadas. A única variável que apresentou alguma correlação, ainda que relativamente fraca, com o índice B/M, foi nível de alavancagem das empresas. Todavia, essa correlação foi negativa, indicando a tendência que quanto maior a alavancagem, menor o B/M, ou seja, maior o valor de mercado em relação ao valor contábil da empresa. Esses resultados corroboram aos encontrados por Chen e Zhao (2005), comentados anteriormente (CUPERTINO; COELHO, 2006).

O trabalho de Almeida e Eid Jr. (2010) teve como objetivo testar a hipótese de que a evolução do B/M, em termos de mudanças passadas no preço e valor patrimonial, contém informação sobre os fluxos de caixa futuros que pode ser utilizada para melhorar as

estimativas de retornos esperados. A amostra foi composta por empresas não financeiras listadas na BM&FBOVESPA, no período de 1996 a junho de 2008. Os autores utilizaram a metodologia proposta por Fama e French (2008), que consiste em uma decomposição temporal do índice B/M.

Os resultados encontrados não fornecem evidências de que as origens do índice B/M, em termos de mudanças passadas no valor patrimonial e no valor de mercado das ações, podem ser utilizadas para se melhorar as estimativas de retornos esperados. Dessa forma, para o mercado acionário brasileiro, os resultados encontrados favorecem a hipótese de que somente a variável B/M mais recente é relevante para se prever os retornos dos ativos, ou que a decomposição do índice B/M em seus componentes temporais não melhora a previsão das estimativas de retornos (ALMEIDA; EID JR., 2010).

Por fim, o Quadro 1 resume os principais trabalhos pesquisados sobre anomalias de mercado e modelos de precificação de ativos e o Quadro 2 apresenta as evidências empíricas que analisaram a relação entre variáveis fundamentalistas e retorno acionário.

Quadro 1 – Resumo dos Principais Trabalhos sobre Anomalias de Mercado e Modelos de Precificação de Ativos

Evidências Empíricas	País	Variáveis Testadas			
		Tamanho	B/M	Momento	Liquidez
Statman (1980)	EUA		X		
Banz (1981)	EUA	X			
Rosenberg, Reid e Lanstein (1985)	EUA		X		
Amihud e Mendelson (1986)	EUA	X			X
Amihud e Mendelson (1989)	EUA	X			X
Chan, Hamao e Lakonishok (1991)	Japão	X	X		
Fama e French (1992)	EUA	X	X		
Fama e French (1993)	EUA	X	X		
Jegadeesh e Titman (1993)	EUA	X	X	X	
Capaul, Rowley e Sharpe (1993)	Vários ¹		X		
Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994)	EUA		X		
Fama e French (1995)	EUA	X	X		
Carhart (1997)	EUA	X	X	X	
Fama e French (1998)	Vários ²	X	X		
Datar, Naik e Radcliffe (1998)	EUA	X	X		X
Jegadeesh e Titman (2001)	EUA	X		X	
Barry <i>et al.</i> (2001)	Vários ³	X	X		
Chordia, Suhbrahmanyam; Anshuman (2001)	EUA	X	X	X	X
Hussain e Toms (2002)	Reino Unido	X	X		
Amihud (2002)	EUA	X			X
Pastor e Stambaugh (2003)	EUA	X	X	X	X
Jun, Marathe, Shawky (2003)	Vários ⁴	X	X		X
Ajili (2005)	França	X	X		
Liu (2006)	EUA	X	X		X
Gharghori, Lee e Veeraraghavan (2007)	Austrália	X	X		X
Keene e Peterson (2007)	EUA	X	X	X	X
Zhang e Chen (2008)	EUA	X	X	X	
Athanassakos (2009)	Canadá	X	X		
Liu (2009)	EUA	X	X	X	X
Jostova <i>et al.</i> (2001)	EUA	X	X	X	
Schmidt <i>et al.</i> (2011)	Vários ⁵	X	X	X	
Bruni e Famá (1998)	Brasil				X
Costa Jr. e Neves (2000)	Brasil	X	X		
Nagano, Merlo e Silva (2003)	Brasil	X	X		
Málaga e Securato (2004)	Brasil	X	X		
Lucena e Pinto (2005)	Brasil	X	X		
Dos Santos, Famá e Mussa (2007)	Brasil	X	X	X	
Mussa, Rogers e Securato (2008)	Brasil	X	X	X	

Evidências Empíricas	País	Variáveis Testadas			
		Tamanho	B/M	Momento	Liquidez
Vieira e Milach (2008)	Brasil				X
Correia, Amaral e Bressan (2008)	Brasil				X
Yoshino e Santos (2009)	Brasil	X	X		
Machado (2009)	Brasil	X	X	X	X

X = sim

1: França, Alemanha, Suécia, Reino Unido, Estados Unidos e Japão

2: 13 importantes mercados internacionais e 16 países emergentes

3: 35 países emergentes

4: 27 países emergentes

5: Estados Unidos e 16 países europeus

Quadro 2 – Resumo dos Principais Trabalhos que Analisaram a Relação entre Variáveis Fundamentistas e Retorno Acionário

Evidências Empíricas	País	Variáveis Testadas			Método
		Tamanho	B/M	ROE	
Bernard (1994)	EUA		X		Modelo de Avaliação Contábil
Fairfield (1994)	EUA		X	X	Modelo de Avaliação Contábil
Ryan (1995)	EUA	X	X		Decomposição do B/M
Berk (1995)	EUA	X			Decomposição Valor de Mercado
Berk (1996)	EUA	X			Análise de Portfólio/Regressão
Frankel e Lee (1998)	EUA		X	X	Modelo de Avaliação Contábil
Penman e Sougiannis (1998)	EUA	X	X		Modelos de Avaliação Contábil
Pontiff e Schall (1998)	EUA	X			Análise de Regressão
Biddle e Hunt (1999)	EUA		X		Análise de Portfólio/Regressão
Lev e Sougiannis (1999)	EUA	X	X	X	Análise de Portfólio/Regressão
Beaver e Ryan (2000)	EUA		X	X	Decomposição do B/M
Billings e Morton (2000)	EUA		X		Decomposição do B/M
Vuolteenaho (2000)	EUA		X	X	Modelo VAR
Chen e Zhao (2005)	EUA		X		Análise de Portfólio/Regressão
Clubb e Naffi (2007)	Reino Unido	X	X	X	Análise de Regressão
Fama e French (2008)	EUA		X		Decomposição do B/M
Cupertino e Coelho (2006)	Brasil	X	X		Análise de Regressão
Almeida e Eid Jr. (2010)	Brasil		X		Decomposição do B/M

X = sim

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A metodologia pode ser definida como “estudo dos caminhos, dos instrumentos usados para se fazer ciência. É uma disciplina instrumental a serviço da pesquisa” (DEMO, 1985, p.07). A pesquisa científica depende dos métodos utilizados, ou seja, do conjunto de procedimentos intelectuais e técnicos para que seus objetivos sejam atingidos (GIL, 1999). Portanto, a metodologia de uma pesquisa científica compreende o planejamento necessário para o alcance dos objetivos previamente estabelecidos, com base na definição do problema de pesquisa e das hipóteses, consonante com o referencial teórico.

Neste capítulo, apresenta-se a caracterização da pesquisa, a amostra, a descrição dos modelos e das variáveis, bem como as técnicas estatísticas utilizadas para a análise dos dados.

3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA

A presente pesquisa classifica-se como um estudo empírico-analítico. Segundo Sánchez Gamboa (1987), essa abordagem segue os princípios válidos para as ciências físicas e naturais, enfatiza a relação causal entre as variáveis, a sistematização e o controle dos dados empíricos através de análises estatísticas. Nessa perspectiva, a validade científica é dada pelo teste dos instrumentos de coleta e tratamento dos dados e pelo grau de significância estatística.

3.2 POPULAÇÃO E AMOSTRA

A população analisada foi constituída por todas as empresas com ações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBOVESPA, no período de 1º de janeiro de 1995 a 31 de dezembro de 2010. Foram empregados alguns filtros, a fim de assegurar a exatidão dos dados contábeis. Dessa forma, foram excluídas da população as empresas:

- financeiras, pois, de acordo com Fama e French (1992), seu alto grau de endividamento pode distorcer o índice *book-to-market* e não possui o mesmo significado do alto grau endividamento de empresas não financeiras;
- que não apresentaram valor de mercado em 31 de dezembro e 30 de junho de cada ano;
- que não apresentaram Patrimônio Líquido positivo em 31 de dezembro de cada ano;
- que não apresentaram cotações mensais consecutivas por 24 meses, sendo que os 12 meses anteriores ao início de cada ano t foram utilizados para o cálculo da variável momento, e os 12 meses posteriores, para o cálculo do retorno das ações.

Com relação à classificação das ações em ON e PN, utilizou-se o mesmo procedimento de Málaga e Securato (2004) e Machado (2009): quando ambas as classes de ações estavam presentes na amostra, o valor de mercado foi calculado pelo somatório das duas classes, ON e PN. Nos demais casos, foi considerado apenas o valor de mercado da classe do papel constante na amostra.

O Quadro 3 apresenta a quantidade de ações que fizeram parte da população e da amostra analisadas a cada ano. Em média, foram analisados os dados de 294 ações por ano, o que evidencia o pequeno número de empresas brasileiras com ações negociadas em bolsa.

Comparativamente, o trabalho de Clubb e Naffi (2007) analisou, em média, 500 ações de empresas do Reino Unido a cada ano, no período de 1991 a 2000.

Considerando que a estimação dos modelos de regressão seria feita por meio de dados em painel, elaborou-se um painel balanceado, a fim de que cada empresa estudada tivesse o mesmo número de observações de tempo. Dessa forma, foram incluídas na amostra as ações que apresentaram todas as observações válidas das variáveis fundamentalistas enfocadas no estudo (índice B/M e ROE), no período completo de análise (16 anos). Com isso, a amostra final foi composta por 74 ações (26,62% da população, em média). É importante ressaltar que a análise iniciou em 1996, utilizando-se o ano de 1995 apenas para o cálculo das variáveis de previsão.

Quadro 3 – População e Amostra

Ano	População	Amostra	% da População
1995	193	-	-
1996	198	74	37,37
1997	205	74	36,10
1998	205	74	36,10
1999	247	74	29,96
2000	259	74	28,57
2001	237	74	31,22
2002	217	74	34,10
2003	270	74	27,41
2004	302	74	24,50
2005	311	74	23,79
2006	369	74	20,05
2007	414	74	17,87
2008	412	74	17,96
2009	428	74	17,29
2010	437	74	16,93
Média	294	74	26,62

Todos os dados secundários necessários para a realização desta pesquisa foram extraídos do banco de dados da empresa Economática.

3.3 DESCRIÇÃO DOS MODELOS

Nesta seção, são apresentados os modelos empíricos que foram utilizados para explicar a variação dos retornos das ações brasileiras, os quais tiveram como base o trabalho de Clubb e Naffi (2007). Inicialmente, será apresentada a dedução do modelo de análise fundamentalista, composto pelas variáveis *book-to-market* atual e expectativas futuras do *book-to-market* e do ROE. Em seguida, serão apresentados os modelos formados pelos fatores de risco, bem como os modelos conjuntos, que combinam as variáveis fundamentalistas e fatores de risco.

3.3.1 Modelos da Abordagem Fundamentalista

Segundo Clubb e Naffi (2007), a importância das variáveis fundamentalistas na explicação dos retornos esperados das ações reside no fato do componente de valor contábil do B/M, para o início do período, e das expectativas futuras do B/M e do ROE serem *proxies* para os retornos esperados no início do período futuro. O B/M atual ($t - 1$) é positivamente relacionado com o retorno esperado para o período t porque, para os retornos esperados com base no valor contábil do patrimônio líquido, um alto valor do índice B/M implica um menor valor de mercado e, conseqüentemente, um maior retorno esperado para o período t .

Em contrapartida, a expectativa futura do B/M é negativamente relacionada com o retorno esperado para o período t , pelo fato de capturar o valor presente das recompensas futuras esperadas além do período t . Especificamente, quanto maior o valor da previsão do

B/M, menor o valor presente das recompensas futuras além do período e, dessa forma, menor o retorno esperado no período t necessário para um determinado valor de mercado atual.

Por fim, a expectativa futura do ROE é positivamente relacionada com os retornos futuros, pois captura o retorno esperado para o período t e, *ceteris paribus*, um maior valor do ROE esperado representa uma maior recompensa esperada, que deve ser descontada a uma maior taxa de retorno esperado para um determinado valor de mercado atual.

O modelo de análise fundamentalista de Clubb e Naffi (2007) é baseado em uma identidade que relaciona o índice B/M atual ($t - 1$) com a expectativa futura do B/M no tempo t , considerando-se o pressuposto de que a *Clean Surplus Relation*¹ (CSR) é válida para os lucros contábeis. A CSR pode ser descrita da seguinte forma:

$$VC_t = VC_{t-1} + LL_t - D_t \quad (7)$$

Onde:

VC_t = valor contábil do Patrimônio Líquido no tempo t ;

LL_t = lucros contábeis para o período t ;

D_t = dividendos pagos no tempo t .

O índice B/M no tempo t para uma determinada empresa pode ser descrito como:

$$\frac{VC_t + D_t}{VM_t + D_t} = \frac{(1 + ROE_t)VC_{t-1}}{(1 + R_t)VM_{t-1}} \quad (8)$$

¹Proposição normativa contábil que prevê que o valor contábil de uma empresa deve ser mudado apenas em função dos dividendos ou lucros.

Onde:

VM_t = valor de mercado do Patrimônio Líquido no tempo t ;

$VM_t + D_t = (1 + R_t)VM_{t-1}$ denota o preço de mercado no tempo t ;

$ROE_t = \frac{LL_t}{VC_{t-1}}$ denota o retorno sobre o Patrimônio Líquido para o período t ;

R_t = retorno da ação no período t .

Aplicando-se uma transformação logarítmica nessa equação, tem-se:

$$\ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{VC_{t-1}}{VM_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{VC_t + D_t}{VM_t + D_t}\right) + \ln(1 + ROE_t) \quad (9)$$

Tomando as expectativas em $t - 1$ (.[.] representado por E_{t-1}), encontra-se a expressão para o logaritmo dos retornos esperados das ações para o período t :

$$E_{t-1}[\ln(1 + R_t)] = \ln\frac{VC_{t-1}}{VM_{t-1}} - E_{t-1}\left[\ln\left(\frac{VC_t + D_t}{VM_t + D_t}\right)\right] + E_{t-1}[\ln(1 + ROE_t)] \quad (10)$$

Que, por sua vez, implica a seguinte equação para o logaritmo dos retornos realizados no período t :

$$\ln(1 + R_t) = \ln\frac{VC_{t-1}}{VM_{t-1}} - E_{t-1}\left[\ln\left(\frac{VC_t + D_t}{VM_t + D_t}\right)\right] + E_{t-1}[\ln(1 + ROE_t)] + v_t \quad (11)$$

Onde:

v_t = termo de perturbação de média zero.

A Equação 11 fornece a base para a análise empírica do presente trabalho. O objetivo principal foi verificar se esse modelo, composto pelo índice B/M atual, pelas expectativas do B/M e do ROE e por um termo de perturbação aleatória, explica a variação dos retornos das ações no Brasil. Para isso, foram utilizados dois modelos de regressão propostos por Clubb e Naffi (2007):

$$RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} - \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde:

BM_{t-1} : índice *book-to-market* atual;

FBM_t : expectativa futura do índice *book-to-market*;

$FROE_t$: expectativa futura do ROE.

$$RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Onde:

FRM_t : variável de previsão agregada $FRM \equiv BM_{t-1} - FBM_t + FROE_t$.

Equação 12 é um modelo multivariado e a Equação 13 representa um modelo univariado agregado, onde, por definição, a variável explicativa $FRM \equiv BM_{t-1} - FBM_t + FROE_t$. De acordo com Clubb e Naffi (2007), baseando-se na Equação 11 e permitindo viés de baixa nos coeficientes de regressão estimados, espera-se que os coeficientes estejam compreendidos nos seguintes intervalos: $0 < \alpha_1 < 1$, $0 < \alpha_2 < -1$ e $0 < \alpha_3 < 1$ para a Equação 12 e $0 < \alpha_1 < 1$ para a Equação 13. Embora a Equação 11 implique que o poder explicativo do retorno das ações para as equações 12 e 13 seja idêntico, acredita-se que

possíveis erros de medição das variáveis previstas (FBM_t e $FROE_t$) possam resultar em uma diferença no poder explicativo dos dois modelos (CLUBB; NAFFI, 2007).

3.3.2 Modelos com Fatores de Risco e Modelos Conjuntos

A estimação das equações 12 e 13, demonstradas na seção anterior, fornecem evidências empíricas do poder explicativo das variáveis fundamentalistas para os retornos das ações. Com o objetivo de comparar a capacidade explicativa dessas variáveis com fatores de risco sugeridos na literatura, também foram estimados modelos de regressão formados pelas seguintes variáveis: beta do modelo de mercado (β_t), tamanho (valor de mercado) das empresas (TAM_t), índice B/M (BM_{t-1}), fator momento (MOM_t) e liquidez (LIQ_t). O Quadro 4 apresenta um resumo dos principais modelos de regressão estimados neste estudo.

Conforme se observa no Quadro 4, foram estimados dois modelos de regressão baseados na perspectiva fundamentalista (modelos 1 e 2), representados pelas equações 12 e 13 comentadas anteriormente. Além disso, foram estimados quatro modelos de regressão baseados na abordagem de fatores de risco.

O modelo 3 representa um modelo univariado composto pela variável β_t do CAPM. O modelo 4 é composto pelas variáveis que compõem o modelo de três fatores de Fama e French (1993): β_t , tamanho da empresa (TAM_t) e B/M (BM_{t-1}). O modelo 5 inclui, além das variáveis anteriores, a variável momento, representando o quarto fator de Carhart (MOM_t). Por fim, o modelo 6 incorpora a variável liquidez (LIQ_t), representando, portanto, o modelo de cinco fatores. Destaca-se que o B/M atual representa uma variável de sobreposição entre as

perspectivas fundamentalista e de fatores de risco, uma vez que se encontra em ambas as classes de modelos.

Também foram estimados oito modelos de regressão conjuntos, formados pela combinação das variáveis das duas abordagens supracitadas. O objetivo foi identificar a extensão em que as variáveis fundamentalistas e os fatores de risco fornecem poder explicativo adicional para os retornos das ações obtidos em cada perspectiva, separadamente. Nesse sentido, buscou-se analisar o grau em que as limitações da capacidade explicativa de uma abordagem poderia ser compensado pela inclusão de variáveis da outra abordagem.

Quadro 4 – Resumo dos Modelos de Regressão Estimados no Estudo

<p>Modelos da Abordagem Fundamentalista</p> <p>Modelo 1: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} - \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 2: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_t + \varepsilon_t$</p>
<p>Modelos da Abordagem de Fatores de Risco</p> <p>Modelo 3: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 4: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t - \alpha_2 TAM_t + \alpha_3 BM_{t-1} + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 5: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t - \alpha_2 TAM_t + \alpha_3 BM_{t-1} + \alpha_4 MOM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 6: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t - \alpha_2 TAM_t + \alpha_3 BM_{t-1} + \alpha_4 MOM_t - \alpha_5 LIQ_t + \varepsilon_t$</p>
<p>Modelos de Regressão Conjuntos</p> <p>Modelo 7: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} - \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \alpha_4 \beta_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 8: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} - \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \alpha_4 \beta_t - \alpha_5 TAM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 9: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} - \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \alpha_4 \beta_t - \alpha_5 TAM_t + \alpha_6 MOM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 10: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} - \alpha_2 FBM_t + \alpha_3 FROE_t + \alpha_4 \beta_t - \alpha_5 TAM_t + \alpha_6 MOM_t - \alpha_7 LIQ_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 11: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} + \alpha_2 FRM_t + \alpha_3 \beta_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 12: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} + \alpha_2 FRM_t + \alpha_3 \beta_t - \alpha_4 TAM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 13: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} + \alpha_2 FRM_t + \alpha_3 \beta_t - \alpha_4 TAM_t + \alpha_5 MOM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 14: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_{t-1} + \alpha_2 FRM_t + \alpha_3 \beta_t + \alpha_4 TAM_t + \alpha_5 MOM_t - \alpha_6 LIQ_t + \varepsilon_t$</p>

Fonte: Adaptado de Clubb e Naffi (2007).

3.4 TÉCNICAS DE ANÁLISE DOS DADOS

Todos os modelos listados no Quadro 4 foram estimados por meio de regressões anuais com dados em painel. A utilização de dados em painel permite a análise econométrica, ao longo do tempo, de unidades básicas de estudo dispostas em cortes transversais (WOOLDRIDGE, 2002). Na presente pesquisa, a unidade básica de estudo é formada por empresas com ações listadas na BM&FBOVESPA, observadas em diferentes instantes do tempo.

Essa técnica apresenta diversas vantagens como o fato de permitir a observação de relações dinâmicas e o controle da heterogeneidade, não alcançados apenas com o uso de dados transversais (ARELLANO; BOVER, 1990). Essa abordagem também possibilita a utilização de uma maior base de dados, o que aumenta o número de graus de liberdade, consequentemente, melhorando o poder dos testes, bem como permite uma maior variabilidade, ajudando a solucionar problemas de multicolinearidade entre as variáveis estudadas (BALTAGI, 2005).

Existem duas classes amplas de estimadores de painel que podem ser utilizadas em pesquisas de finanças: modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. Os modelos de efeitos fixos permitem que o intercepto do modelo de regressão varie de forma transversal, mas não ao longo do tempo, enquanto todos os coeficientes estimados são fixos transversalmente e ao longo do tempo. Nos modelos de efeitos aleatórios, assume-se que os interceptos de cada unidade transversal surgem a partir de um intercepto comum (α), que é o mesmo para todas as unidades ao longo do tempo, mais uma variável aleatória (ε_i), que varia transversalmente, mas é constante ao longo do tempo (BROOKS, 2008).

Outra distinção importante entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios é a suposição que se faz sobre a provável correlação entre o componente de erro individual (ε_i) e os regressores (β s). Caso se assuma que ε_i e β não são correlacionados, o modelo de efeitos aleatórios é adequado. Em contrapartida, caso ε_i e β sejam correlacionados, o modelo de efeitos fixos é mais apropriado (BROOKS, 2008).

Hausman (1978) desenvolveu um teste formal de especificação, o qual é utilizado na estimação de dados em painel. A hipótese nula do teste propõe que os estimadores por efeitos fixos e aleatórios não diferem substancialmente. Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que há diferença entre eles, ou seja, há correlação entre o termo aleatório (ε_i) e os regressores (β s), portanto, o estimador de efeitos aleatórios não é consistente. Nesse caso, é recomendado utilizar o estimador de efeitos fixos.

Para cada modelo especificado no Quadro 4, foram calculados o teste “*t*” de *Student*, afim de verificar se as variáveis analisadas influenciavam significativamente a variação dos retornos das ações, e o teste “*F*”, para analisar a significância conjunta das variáveis investigadas. Também foram realizados testes de verificação dos pressupostos do modelo, como o teste de Wald modificado, a fim de testar a homocedasticidade e o teste de Wooldridge de Multiplicadores de Lagrange, para autocorrelação em dados em painel. Nos casos em que foram detectadas heterocedasticidade e/ou autocorrelação, utilizou-se a matriz de variâncias-covariâncias robusta de Huber-White. Após a estimação com efeitos fixos e aleatórios, foi realizado o teste de Hausman (1978), a fim de verificar qual modelo era mais apropriado em cada caso.

3.5 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Os modelos descritos na seção 3.3 foram estimados para o período de 1995 a 2010. As variáveis explicativas foram medidas tomando como base a variável dependente – o retorno das ações – medido entre julho do ano t e junho do ano seguinte. Esse procedimento foi seguido para todo o período analisado, ou seja, de 1995-1996 até 2009-2010.

O retorno das ações foi calculado por meio da Equação 14:

$$R_t = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad (14)$$

Onde:

P_{it} = Cotação nominal de fechamento da ação i no ano t (ajustada aos proventos);

P_{it-1} = Cotação nominal de fechamento da ação i no ano $t - 1$ (ajustada aos proventos).

O índice *book-to-market* (Equação 15) foi igual ao valor contábil do patrimônio líquido da empresa no final do ano fiscal imediatamente anterior ao início do ano t , dividido pelo valor de mercado das ações no final de dezembro, seis meses antes do início do ano t . Segundo Fama e French (1992), esse procedimento visa garantir que o índice B/M será medido utilizando informações disponíveis ao mercado antes do período em que os retornos das ações (R_t) sejam medidos.

$$BM_{t-1} = \frac{VC_{t-1}}{VM_{t-1}} \quad (15)$$

Onde:

VC_{t-1} = valor contábil do Patrimônio Líquido em 31 de dezembro do ano $t - 1$;

VM_{t-1} = valor de mercado do Patrimônio Líquido em 31 de dezembro do ano $t - 1$.

O Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) foi calculado por meio da Equação 16:

$$ROE_{t-1} = \frac{LL_{t-1}}{VC_{t-1}} \quad (16)$$

Onde:

LL_{t-1} = lucro líquido da empresa em 31 de dezembro do ano $t - 1$;

VC_{t-1} = valor contábil do Patrimônio Líquido em 31 de dezembro do ano $t - 1$;

Para o cálculo da variável de previsão do B/M (FBM_t), para uma determinada empresa, foi utilizada a Equação 17:

$$FBM_t = \gamma_0 + \gamma_1 BM_{t-1} \quad (17)$$

Onde:

γ_0 = intercepto de um modelo de previsão do B/M, estimado por meio de painel linear dinâmico, utilizando dados de todas as empresas da amostra, no período de 1995 a 2010;

γ_1 = coeficiente de inclinação de um modelo de previsão do B/M, estimado por meio de painel linear dinâmico, utilizando dados de todas as empresas da amostra, no período de 1995 a 2010.

A variável de previsão do ROE ($FROE_t$), para uma determinada empresa, foi calculada de acordo com a Equação 18:

$$FROE_t = \lambda_0 + \lambda_1 ROE_{t-1} \quad (18)$$

Onde:

λ_0 = intercepto de um modelo de previsão do ROE, estimado por meio de painel linear dinâmico, utilizando dados de todas as empresas da amostra, no período de 1995 a 2010;

λ_1 = coeficiente de inclinação de um modelo de previsão do ROE, estimado por meio de painel linear dinâmico, utilizando dados de todas as empresas da amostra, no período de 1995 a 2010.

As variáveis de previsão do B/M (FBM_t) e do ROE ($FROE_t$), para cada empresa, foram obtidas por meio da estimação de um painel linear dinâmico (ARELLANO; BOND, 1991). Foram utilizados os dados das variáveis BM_{t-1} e ROE_{t-1} de todas as empresas da amostra, durante todo o período de análise (1995 a 2010), para estimar o modelo de previsão de cada variável (Equações 17 e 18). Em seguida, utilizou-se esse modelo para gerar as previsões de cada empresa individual, ano a ano, tomando como base os dados do ano $t - 1$.

O beta do CAPM (β_t) foi calculado tomando como base um período de 60 meses até o final de junho imediatamente anterior ao início do ano t , em julho.

A variável tamanho da empresa foi calculada por meio a Equação 19:

$$TAM_t = \ln VM_t \quad (19)$$

Onde:

VM_t = valor de mercado do Patrimônio Líquido em 30 de junho do ano t .

O fator momento (MOM_t) foi calculado pelo somatório do retorno dos doze meses imediatamente anteriores ao início do ano t . Dessa forma, utilizou-se o retorno medido de julho do ano $t - 1$ até o final de junho do ano t .

Conforme comentado na seção 2.2.2.3, a liquidez não é uma variável diretamente observável e possui diversos aspectos que não podem ser capturados em uma única medida. Nesse sentido, foram utilizadas três *proxies* para a mensuração da liquidez:

- Quantidade de negócios: quantidade de negócios realizados anualmente com a ação.
- Volume negociado: volume, em reais, negociado anualmente para a ação.
- Índice de negociabilidade (Equação 20): participação relativa da ação em negócios conduzidos na BM&FBOVESPA, durante os últimos 12 meses.

$$\text{Negociabilidade} = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}} \quad (20)$$

Onde:

p = número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido;

P = número total de dias do período escolhido;

n = número negócios com a ação dentro do período escolhido;

N = número de negócios com todas as ações dentro do período escolhido;

v = volume em dinheiro de negociações com a ação dentro do período escolhido;

V = volume em dinheiro de negociações com todas as ações dentro do período escolhido.

Por fim, o Quadro 5 apresenta um resumo das variáveis explicativas estudadas e a relação esperada com o retorno (variável dependente).

Quadro 5 – Resumo das Variáveis Estudadas e suas Relações com o Retorno

Variável explicativa	Relação esperada com o retorno
Índice <i>book-to-market</i>	Positiva
Previsão do B/M	Negativa
Previsão do ROE	Positiva
Previsão agregada (FRM)	Positiva
Beta do CAPM	Positiva
Tamanho da empresa	Negativa
Momento	Positiva
Liquidez	Negativa

4 ANÁLISE DOS DADOS

Com o objetivo de responder o problema de pesquisa, bem como confirmar ou rejeitar as hipóteses levantadas no presente estudo, esta seção apresenta os resultados obtidos na análise empírica. Todos os dados necessários foram coletados no banco de dados da empresa Economática, no período de 24 a 30 de agosto de 2011.

A análise dos dados está dividida em três partes. A primeira apresenta as estatísticas descritivas das variáveis estudadas. A segunda parte descreve os procedimentos utilizados para a estimação das variáveis de previsão do índice B/M e do ROE. A terceira parte teve como objetivo analisar a influência das variáveis estudadas na explicação dos retornos das ações brasileiras. Para isso, foi testado o poder explicativo dos modelos compostos por variáveis fundamentalistas, por *proxies* para fatores de risco e os modelos conjuntos, que combinam os dois tipos de variáveis.

4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Variáveis do Estudo

Variável	Nº Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	
B/M	1110	1,258468	4,265463	-39	33	
Previsão B/M	1110	1,259864	2,062316	-17,33	17,41	
Previsão ROE	1110	0,429997	1,462056427	-3,03	31,26	
Previsão agregada (FRM)	1110	0,428632	3,460809	-30,83	31	
Beta	1026	0,689084	0,344967639	-0,30	1,8	
Tamanho	1098	5147919	17778087,1	376	286390438	
Momento	1110	0,167316	0,486610153	-1,70	2,33	
Liquidez	Negociabilidade	1080	0,511561	1,295951735	0,00005020	13,86
	Qtdade negócios	1110	77664,73	318795,8153	9	4726395
	Volume negociado	1110	2545445	12551237,88	10	218327039

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis estudadas. Com relação ao número de observações, observa-se que a maioria das variáveis apresentou todas as observações anuais válidas (1110). As demais variáveis (beta, tamanho e negociabilidade) também tiveram altos índices de observações válidas, colaborando para uma quantidade razoável de dados.

O índice B/M médio foi relativamente baixo, se comparado com seu valor máximo. De acordo com Fama e French (1993), baixos índices B/M indicam oportunidades de crescimento. Cordeiro e Machado (2011) encontraram o mesmo comportamento para a variável B/M, como também para outras *proxies* de fluxo de caixa futuro, como o índice preço/lucro e o EBITDA/preço, o que evidencia um predomínio de empresas de crescimento no mercado brasileiro. Cupertino e Coelho (2006) verificaram uma tendência de redução do índice B/M, no Brasil, no período de 1998 a 2004, o que, segundo eles, demonstra uma maior coerência com o que é previsto pela teoria do conservadorismo contábil.

As variáveis beta e momento apresentaram níveis de variabilidade pequenos. Em contrapartida, as variáveis tamanho e liquidez (três *proxies*) apresentaram alta variabilidade. Com o objetivo de investigar as relações entre as oito variáveis explicativas do estudo, foi elaborada uma matriz de correlação, a qual está representada na Tabela 2.

Tabela 2 – Matriz de Correlação das Variáveis Explicativas

	BM	FBM	FROE	FRM	BETA	SIZE	MOM	LIQ ¹	LIQ ²	LIQ ³
BM	1,000	0,733*	0,038	0,812*	0,059	-0,043	-0,019	-0,004	-0,030	-0,027
FBM		1,000	0,030	0,320*	0,042	-0,047	0,111*	-0,012	-0,037	-0,033
FROE			1,000	0,451*	0,111*	-0,003	0,012	-0,006	-0,007	-0,008
FRM				1,000	0,098*	-0,026	-0,085*	0,000	-0,018	-0,017
BETA					1,000	0,129*	-0,086*	0,305*	0,217*	0,169*
SIZE						1,000	0,063**	0,656*	0,602*	0,731*
MOM							1,000	0,052	-0,016	0,025
LIQ¹								1,000	0,660*	0,765*
LIQ²									1,000	0,915*
LIQ³										1,000

* Significante a 1%, ** Significante a 5%

1 = Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Conforme esperado, o índice B/M apresentou alta correlação positiva (0,733) com sua variável de previsão (FBM) e também foi verificada uma forte correlação positiva entre a variável de previsão agregada (FRM) e as três variáveis fundamentalistas que a compõem (B/M, FBM e FROE). Destaca-se a correlação positiva entre a variável tamanho e as três *proxies* da variável liquidez (0,656, 0,602, 0,731, respectivamente), corroborando os resultados de Machado (2009), os quais sugerem que o valor de mercado poderia ser uma *proxy* razoável para a liquidez. Por fim, ressalta-se a forte correlação positiva entre as três medidas de liquidez, o que sugere que as variáveis Negociabilidade, Quantidade de Negócios e Volume Negociado podem estar captando a mesma dimensão da liquidez.

4.2 ESTIMAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE PREVISÃO

As variáveis de previsão do índice B/M e do ROE foram estimadas por meio do painel linear dinâmico de Arellano e Bond (1991), cujos estimadores são obtidos pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Utilizaram-se dados do índice B/M e do ROE das 74 ações que compunham a amostra, durante todo o período de análise (1995 a 2010), para estimar os modelos de previsão de cada variável, considerando-se a suposição de estacionaridade das séries. A Equação 21 apresenta o modelo de previsão do índice B/M e a Equação 22 apresenta o modelo de previsão do ROE, ambos com uma defasagem.

$$FBM_t = 0,549 + 0,511BM_{t-1} \quad (21)$$

$$FROE_t = 0,261 + 0,420ROE_{t-1} \quad (22)$$

Em seguida, foram utilizados esses dois modelos para gerar as previsões do índice B/M e do ROE para cada empresa individual, ano a ano, tomando como base os dados do ano $t - 1$.

A título de comparação, a Tabela 3 apresenta os valores médios das variáveis previstas e das variáveis observadas. Conforme se observa na Tabela 3, a expectativa futura do índice B/M foi bastante próxima do índice B/M observado. A expectativa futura do ROE também se aproximou, em média, do ROE observado.

Tabela 3 – Média das Variáveis B/M, ROE, FBM e FROE

1 lag				
Variável	BM _{t-1}	FBM _t	ROE _{t-1}	FROE _t
Média	1,258468	1,259834	0,332295	0,429969

A principal contribuição desse método de estimação das expectativas futuras do índice B/M e do ROE é o fato de possibilitar a estimação de um modelo autorregressivo que leva em consideração as heterogeneidades das ações das empresas que compõem a amostra. Além disso, acredita-se que a utilização do painel linear dinâmico com dados do período inteiro de análise (1995 – 2010) favorece a obtenção de um modelo previsão válido para todo o período.

4.3 ANÁLISE DO PODER EXPLICATIVO DOS MODELOS

Esta seção tem como objetivo analisar a contribuição das variáveis do estudo na explicação dos retornos das ações do mercado brasileiro. Para tanto, foram utilizadas

regressões com dados em painel entre os retornos anuais das ações e os dois grupos de variáveis explicativas.

Inicialmente, serão apresentados os resultados dos modelos propostos por Clubb e Naffi (2007), compostos por variáveis fundamentalistas. Em seguida, são apresentados os modelos compostos por variáveis da abordagem de fatores de risco. Por fim, serão analisados os modelos formados por combinações desses dois grupos de variáveis. Com o objetivo de verificar se a crise financeira mundial, desencadeada em 2008, influenciou os resultados obtidos, todos os modelos foram estimados novamente, utilizando o período de 1996 a 2007, a fim de eliminar possíveis efeitos decorrentes da crise.

Considerando a alta correlação entre algumas variáveis, evidenciada na Tabela 2, considerou-se oportuna a investigação prévia de uma possível multicolinearidade nos modelos multivariados. Para isso, foi realizado o teste do fator de inflação da variável – FIV (*variance inflation factor*) para cada variável explicativa.

Segundo Levine, Berenson e Stephan (2000), caso não haja correlação entre um conjunto de variáveis, o FIV será igual a um. Caso as variáveis sejam altamente correlacionadas, o FIV poderá exceder até 10. Critérios mais conservadores sugerem a presença de multicolinearidade se o FIV exceder a 5. Os valores obtidos para o teste FIV encontram-se na Tabela 4.

Os dados da Tabela 4 mostram que, apesar de nem todos os modelos apresentarem valores do teste FIV próximos de um, nenhum deles apresentou valor superior a 5, considerando um critério conservador de análise. Portanto, pode-se confirmar a inexistência de colinearidade entre as variáveis explicativas. Essa detecção assegura o uso de modelos de regressão múltipla de forma mais consistente, inclusive, a própria estimação via dados em painel diminui a probabilidade de ocorrência de problemas de multicolinearidade.

Tabela 4 – Teste de Multicolinearidade para os Modelos Multivariados

Modelo	BM	FBM	FROE	FRM	Beta	Tamanho	Momento	Negoc.	Quant. Neg.	Volume	
1	2,164			2,163	1,001						
4	1,008				1,022	1,021					
5	1,011				1,031	1,027	1,017				
6	1,012				1,128	1,773	1,019	1,916	1,620	2,165	
7	2,198	2,193	1,014		1,016						
8	2,165	2,162	1,014		1,035	1,023					
9	2,285	2,317	1,015		1,046	1,030	1,091				
10	2,301	2,334	1,017		1,147	1,775	1,095	1,920	1,621	2,166	
11	2,704				2,721	1,011					
12	2,766				2,776	1,029	1,021				
13	2,788				2,843	1,036	1,027	1,042			
14	2,747				2,844	1,067	1,580	1,045	2,153	1,620	2,166

4.3.1 Modelos da Abordagem Fundamentalista

Esta seção discute os resultados das regressões dos modelos da Abordagem Fundamentalista. Na Tabela 5, são apresentados os modelos 1 e 2 (Quadro 4), onde constam os valores dos coeficientes estimados e dos testes t de significância individual, o coeficiente de determinação (R^2), a estatística F , a estatística do teste de heterocedasticidade de Wald, a estatística do teste de autocorrelação de Wooldridge e, por fim, a estatística do teste de especificação de Hausman. Os valores que se encontram entre parênteses correspondem ao p -valor de cada teste específico.

Os resultados evidenciados na Tabela 5 mostram que a hipótese nula de homocedasticidade das variâncias foi rejeitada ao nível de 1%, para os dois modelos. Dessa forma, os erros padrão foram estimados por meio da matriz robusta de Huber-White. Não foi detectada a presença de correlação serial nos resíduos dos modelos, uma vez que a hipótese nula do teste LM de Wooldridge não foi rejeitada. A estatística F foi significativa a 1%, indicando que, de maneira geral, os modelos 1 e 2 são estatisticamente significativos.

A estatística do teste de especificidade de Hausman não foi significativa, levando a não rejeição da hipótese nula de que não há diferenças substanciais entre os estimadores por efeitos fixos e aleatórios. Dessa forma, os dois modelos foram estimados com efeitos aleatórios.

Tabela 5 – Resultados das Regressões dos Modelos da Abordagem Fundamentalista

	Constante	BM	FBM	FROE	FRM	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(1)	0,181263 (5,97)*	0,023815 (3,79)*	-0,025091 (-1,04)	0,000070 (-0,60)		0,0197	5,75 (0,0014)	738,24 (0,0000)	0,277 (0,6000)	1,64 (0,6513)
(2)	0,171491 (11,15)*				0,019044 (3,31)*	0,0960	139,78 (0,0000)	734,71 (0,0000)	0,0990 (0,7543)	0,05 (0,8207)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade, usando a matriz robusta de Huber-White.

O modelo 1 constitui o modelo multivariado proposto por Clubb e Naffi (2007), composto pelo índice B/M e pelas variáveis de previsão do B/M e do ROE. O coeficiente de determinação (R²) foi de 0,0197. No trabalho de Clubb e Naffi (2007), que utilizou dados do Reino Unido, no período de 1991 a 2000, o R² desse modelo foi de 0,0932.

Os coeficientes das três variáveis fundamentalistas estiveram em consonância com o aporte teórico que o modelo prevê, conforme descrito na seção 3.3.1. O coeficiente do índice B/M foi positivo e significativo a 1%. As variáveis de previsão do B/M e do ROE também apresentaram o sinal consistente com o esperado, contudo, não foram estatisticamente significativas. Os coeficientes obtidos por Clubb e Naffi (2007) para o índice B/M em nível e para a variável de previsão do índice B/M foram estatisticamente significativos, ao nível de 1%, e a variável de previsão do ROE obteve coeficiente significativo a 5%.

O modelo 2, univariado, é formado pela variável de previsão agregada proposta por Clubb e Naffi (2007): $FRM \equiv BM_{t-1} - FBM_t + FROE_t$. O coeficiente de determinação (R²) foi de 0,0960, representando uma considerável melhora em relação ao modelo 1. Comparativamente, Clubb e Naffi (2007) obtiveram um coeficiente de determinação de

0,0891 para esse modelo. O coeficiente da variável FRM foi significativo, ao nível de 1%, e o sinal foi consistente com o esperado. Clubb e Naffi (2007) também encontraram um coeficiente positivo e estatisticamente significativo para essa variável.

Os resultados das regressões com as variáveis fundamentalistas mostram que o poder explicativo do índice B/M observado não é reforçado pela inclusão das expectativas futuras do índice B/M e do ROE, consideradas separadamente. Verificou-se que essas variáveis não foram estatisticamente significativas, sugerindo que não possuem relevância na explicação dos retornos das ações brasileiras. Contudo, quando as três variáveis são consideradas em conjunto, na forma de variável de previsão agregada, elas possuem poder explicativo superior ao índice B/M, considerado individualmente.

De acordo com Clubb e Naffi (2007), embora as premissas dos modelos impliquem que o poder explicativo de ambos seja idêntico, possíveis distorções na mensuração das variáveis previstas (FBM_t e $FROE_t$) podem resultar em uma diferença no poder explicativo dos modelos 1 e 2.

Portanto, os resultados obtidos para a Abordagem Fundamentalista sugerem que o modelo multivariado proposto por Clubb e Naffi (2007), aparentemente, não se adequa ao mercado acionário brasileiro, não se mostrando relevante para a explicação dos retornos das ações. Em contrapartida, o modelo univariado demonstrou que, quando combinadas com o índice B/M na forma de variável agregada, as variáveis de previsão do índice B/M e do ROE são superiores ao índice B/M observado, em termos de capacidade explicativa dos retornos das ações.

A seção 4.3.3 irá investigar a consistência das variáveis fundamentalistas após a inserção de *proxies* para fatores de risco sugeridos pela literatura, bem como analisar o grau em que as limitações da capacidade explicativa de uma abordagem pode ser compensado pela inclusão de variáveis da outra abordagem. O objetivo é identificar se a combinação de

variáveis fundamentalistas e fatores de risco fornece poder explicativo adicional para os retornos das ações, além daquele obtido em cada perspectiva, separadamente.

4.3.2 Modelos da Abordagem de Fatores de Risco

Com o objetivo de comparar a capacidade explicativa das variáveis fundamentalistas apresentadas na seção anterior com fatores de risco sugeridos na literatura, esta seção discute os resultados das regressões dos modelos da Abordagem de Fatores de Risco (modelos 3, 4, 5 e 6 do Quadro 4).

Na Tabela 6, constam os valores dos coeficientes estimados e dos testes t de significância individual, o coeficiente de determinação (R^2), a estatística F, a estatística do teste de heterocedasticidade de Wald, a estatística do teste de autocorrelação de Wooldridge e, por fim, a estatística do teste de especificação de Hausman. Os valores que se encontram entre parênteses correspondem ao p -valor de cada teste específico.

Conforme exposto na Tabela 6, a hipótese nula de homocedasticidade das variâncias foi rejeitada ao nível de 1%, para todos os modelos. Também foi detectada a presença de correlação serial nos resíduos dos modelos 5 e 6, uma vez que a hipótese nula do teste LM de Wooldridge foi rejeitada, a 1 % de significância. Dessa forma, os erros padrão foram estimados por meio da matriz robusta de Huber-White. Em termos estatísticos, observou-se que todos os modelos foram significativos, haja vista a estatística F ter sido significativa a 1%.

O teste de especificidade de Hausman foi significativo a 1% em todos os casos, levando à rejeição da hipótese nula de que não há diferenças substanciais entre os estimadores

por efeitos fixos e aleatórios. Dessa forma, foi utilizado o estimador de efeitos fixos em todos os modelos.

O modelo 3, composto pela variável beta do CAPM, obteve um coeficiente de determinação (R^2) de 0,0176, representando o menor poder explicativo de todos os modelos da Abordagem de Fatores de Risco. O coeficiente da variável beta foi estatisticamente significativo a 1%. Contudo, apresentou sinal negativo, contrariando a hipótese teórica de que risco e retorno são variáveis diretamente proporcionais. No trabalho de Clubb e Naffi (2007), o beta não apresentou significância estatística em nenhum dos modelos da abordagem de fatores de risco.

No Brasil, Vieira e Milach (2008) documentaram essa mesma evidência. Segundo os autores, tal resultado poderia estar sendo influenciado pelo comportamento da variável retorno ao longo do período estudado (1995 – 2005). Considerando que grande parte dos retornos de cada ação apresentou valores negativos e que os betas de cada ação assumem valores positivos, quando das regressões, os coeficientes da variável beta foram, em média, negativos.

Outra evidência brasileira de relação negativa entre o beta e o retorno foi encontrada por Correia, Amaral e Bressan (2008), que utilizaram dados de 1995 a 2004. Para os autores, esse resultado sugere que a variável beta não é capaz de refletir o efeito que se espera do risco sistemático. Datar, Naik e Radcliffe (1998) também encontraram betas negativos, utilizando dados do mercado norte-americano, no período de 1962 a 1991. Eles ressaltam que a medição do beta depende da eficiência da *proxy* utilizada para a carteira de mercado, bem como da extensão do intervalo e do procedimento de mensuração adotado.

No presente trabalho, utilizou-se o coeficiente beta disponível na base de dados da Economática, calculado utilizando um horizonte de 60 meses antes da data de início de cada ano. Verificou-se que uma parcela considerável das ações apresentou retornos negativos no

período estudado (32,70%), que, inclusive, compreendeu a atual crise financeira mundial. Nesses termos, acredita-se que o coeficiente beta estimado pode não representar o risco sistemático ou simplesmente estar refletindo uma característica específica do mercado brasileiro no contexto analisado. É importante ressaltar que o objetivo principal deste estudo é analisar a importância das variáveis fundamentalistas na explicação dos retornos das ações e que o beta está sendo utilizado apenas como variável de controle.

O modelo 4 é formado pelas variáveis que compõem o modelo de três fatores de Fama e French (1993): beta, tamanho e índice B/M. O coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,0443, indicando uma capacidade explicativa superior a do modelo 2, composto apenas pela variável beta. Novamente, o coeficiente do beta foi negativo e estatisticamente significativo. A variável tamanho também foi significativa a 1% e apresentou sinal negativo, confirmando a relação negativa esperada entre o tamanho da empresa e os retornos das ações, tradicionalmente evidenciada na literatura. Clubb e Naffi (2007) encontraram uma relação positiva entre as variáveis tamanho e retorno, embora fosse estatisticamente insignificante em todos os modelos da abordagem de fatores de risco.

Com relação ao índice B/M, o coeficiente estimado foi positivo e significativo a 1%. O índice B/M também apresentou significância estatística em todos os modelos compostos por fatores de risco do trabalho de Clubb e Naffi (2007), estando positivamente associado aos retornos das ações do Reino Unido. Esse resultado está de acordo com o esperado, uma vez que, teoricamente, documenta-se uma relação positiva entre o B/M e o retorno das ações. O efeito B/M, ou efeito valor, documentado, inicialmente, por Statman (1980) e Rosenberg, Reid e Lanstein (1985), mostra que as ações com alto índice B/M (ações de valor) obtêm retornos mais altos que aquelas com baixo índice B/M (ações de crescimento).

Tabela 6 – Resultados das Regressões dos Modelos da Abordagem de Fatores de Risco

	Constante	Beta	Tamanho	B/M	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(3)	0,361400 (7,50)*	-0,270481 (-3,87)*					0,0176	14,95 (0,0002)	462,67 (0,0000)	0,152 (0,6978)	8,02 (0,0046)
(4)	0,757364 (3,13)*	-0,287914 (-4,06)*	-0,030035 (-1,75)***	0,021587 (2,74)*			0,0443	15,69 (0,0000)	533,12 (0,0000)	1,458 (0,2313)	14,14 (0,0027)
(5)	0,681493 (2,82)*	-0,323438 (-4,11)*	-0,020536 (-1,19)	0,019009 (2,66)*	-0,147714 (-4,63)*		0,0652	11,36 (0,0000)	560,16 (0,0000)	179,788 (0,0000)	73,61 (0,0000)
(6.1)	0,586060 (2,32)**	-0,310748 (-4,01)*	-0,013711 (-0,75)	0,022007 (3,23)*	-0,141743 (-4,28)*	-0,214991 (-1,57)	0,0685 ¹	10,47 (0,0000)	556,24 (0,0000)	172,655 (0,0000)	64,58 (0,0000)
(6.2)	0,577925 (2,16)**	-0,301106 (-3,69)*	0,003448 (-0,130)	0,019099 (2,64)*	-0,152505 (-4,87)*	-0,028380 (-1,53)	0,0683 ²	11,70 (0,0000)	536,15 (0,0000)	173,230 (0,0000)	81,68 (0,0000)
(6.3)	0,602096 (2,32)**	-0,300488 (-3,64)*	0,008469 (0,32)	0,019362 (2,68)*	-0,146654 (-4,56)*	-0,303305 (-1,60)	0,0686 ³	12,52 (0,0000)	545,37 (0,0000)	179,095 (0,0000)	78,89 (0,0000)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%, *** Significante a 10%

1= Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e correlação serial, usando a matriz robusta de Huber-White.

A existência do prêmio de valor foi evidenciada nos Estados Unidos (FAMA; FRENCH, 1992; 1993; LAKONISHOK; SHLEIFER; VISHNY, 1994; HAUGEN, 1995), Japão (CHAN; HAMAOKA; LAKONISHOK, 1991), Austrália (GHARGHORI; STRYJKOWSKI; VEERARAGHAVAN, 2007) e Canadá (ATHANASSAKOS, 2009). Os estudos de Capaul, Rowley e Sharpe (1993), com seis países, e o de Fama e French (1998), com 13 dos principais mercados internacionais e com 16 países emergentes, sugerem que o efeito valor seja uma evidência global. No Brasil, diversos estudos também apontam a existência do prêmio de valor, como Mescolin, Braga e Costa Jr (1997), Mellone Jr. (1999), Costa Jr. e Neves (2000), Rodrigues (2000), Málaga e Securato (2004), Pedreira (2005), Dos Santos, Famá e Mussa (2007).

O modelo 5 contém as variáveis do modelo de três fatores de Fama e French (1993), mais a estratégia momento, representando o quarto fator de Carhart (1997). O coeficiente de determinação (R^2) do modelo foi 0,0652, evidenciando uma melhora da capacidade explicativa em relação aos modelos 2 e 3. As variáveis que representam os três fatores de Fama e French (1993) apresentaram comportamento semelhante ao obtido no modelo 4. O coeficiente da variável beta foi negativo e o índice B/M apresentou coeficiente positivo, ambos estatisticamente significativos, ao nível de 1%. Contudo, o coeficiente da variável tamanho, embora tenha permanecido negativo, não apresentou significância estatística.

A variável momento apresentou um coeficiente negativo e significativo a 1%, o que contraria o que é proposto na literatura. O efeito momento, proposto por Jegadeesh e Titman (1993, 2001), mostra que as estratégias de compra de ações que obtiveram bons resultados no passado (“*Win*”) e venda de ações que apresentaram resultados ruins no passado (“*Los*”) geram retornos significativamente positivos, ao longo dos meses seguintes. Dessa forma, é suposto que existe uma relação positiva entre a variável momento e o retorno esperado das

ações. Contudo, o que se observou na Tabela 6 foi exatamente o contrário, ou seja, um efeito momento favorável a ações com baixo desempenho passado.

O trabalho de Dos Santos, Famá e Mussa (2007) analisou a validade do modelo de quatro fatores, utilizando dados de ações brasileiras, no período de 1996 a 2006. Os autores não encontraram um prêmio para o fator momento, uma vez que a diferença entre os retornos das carteiras “Win” e “Los” apresentou-se negativa. Mussa, Rogers e Securato (2008) também evidenciaram coeficientes do fator momento mais expressivos em carteiras “Los”, formadas por ações que tiveram um baixo retorno acumulado nos últimos 12 meses.

Portanto, os resultados do presente trabalho apontam que o efeito momento, no mercado brasileiro, parece ser favorável às ações que apresentaram baixos resultados no passado, representando uma relação inversa à observada nos estudos de Jeegadesh e Titman (1993, 2001) e Carhart (1997), no mercado norte-americano. Comparativamente, no trabalho de Clubb e Naffi (20007), a variável momento também foi significativa, porém apresentou-se positivamente relacionada aos retornos das ações do Reino Unido.

Os modelos 6.1, 6.2 e 6.3 ampliam o modelo 5 ao incluir três *proxies* para a variável liquidez: Negociabilidade, Quantidade de Negócios e Volume Negociado. Os coeficientes de determinação foram iguais a 0,0685, 0,0683 e 0,0686, respectivamente, indicando que os três modelos possuem praticamente a mesma capacidade explicativa.

No tocante aos coeficientes estimados, observa-se que, tanto a variável beta como o índice B/M continuaram apresentando coeficientes significativos, ao nível de 1%. A variável momento também continuou apresentando relação negativa e significativa com o retorno. Contudo, o coeficiente da variável tamanho não foi significativo, nos três modelos. Com relação às *proxies* para a liquidez, embora os coeficientes das três variáveis tenham evidenciado a relação negativa esperada entre liquidez e retorno, eles não foram significativos estatisticamente.

Considerando a possibilidade do valor de mercado (tamanho) ser uma *proxy* para a liquidez e a perda de significância dessa variável nos modelos 6.1, 6.2 e 6.3, estimou-se novamente os três modelos com a exclusão da variável tamanho, a fim de verificar se ele poderia estar sendo captado pelas três medidas da liquidez. Os resultados encontram-se na Tabela 7.

Os resultados apresentados na Tabela 7 mostram que, com a exclusão da variável tamanho, as três *proxies* da liquidez passaram a ser estatisticamente significantes. Os coeficientes de determinação dos modelos continuaram bastante próximos, indicando que as três variáveis possuem poder explicativo semelhante. Dessa forma, pode-se concluir, *a priori*, pela não existência do efeito tamanho no mercado de capitais brasileiro. Em contrapartida, evidencia-se a existência de um prêmio de liquidez, em que as ações menos líquidas oferecem retornos maiores como compensação para o seu nível reduzido de liquidez e, conseqüentemente, maior risco.

Tabela 7 – Resultados das Regressões do Modelo 6 com a Exclusão da Variável Tamanho

	Constante	Beta	B/M	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(6.1')	0,397255 (7,22)*	-0,3088832 (-3,99)*	0,023032 (3,53)*	-0,144126 (-4,35)*	-0,027327 ¹ (-2,13)**	0,0677	11,94 (0,0000)	536,25 (0,0000)	165,060 (0,0000)	80,13 (0,0000)
(6.2')	0,606893 (6,14)*	-0,301009 (-3,72)*	0,018973 (2,84)*	-0,150765 (-4,70)*	-0,026260 ² (-2,11)**	0,0679	14,28 (0,0000)	538,72 (0,0000)	163,571 (0,0000)	103,97 (0,0000)
(6.3')	0,674497 (5,43)*	-0,302286 (-3,70)*	0,018983 (2,81)*	-0,144868 (-4,42)*	-0,025817 ³ (-2,20)**	0,0682	15,90 (0,0000)	553,30 (0,0000)	170,893 (0,0000)	84,28 (0,0000)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%

1= Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e correlação serial, usando a matriz robusta de Huber-White.

Diante do exposto, verifica-se que os resultados apresentados nessa seção confirmam a importância de algumas variáveis da Abordagem de Fatores de Risco analisadas e a existência de determinadas anomalias no mercado de capitais brasileiro. Com relação ao índice B/M, verifica-se que ele é uma variável importante na explicação dos retornos das ações brasileiras,

o que vai ao encontro de evidências clássicas acerca do efeito B/M, como Chan, Hamao e Lakonishok (1991), Fama e French (1992, 1993), Capaul, Rowley e Sharpe (1993), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), bem como evidências brasileiras que também documentaram a capacidade explicativa dessa variável: Mescolin, Braga e Costa Jr (1997), Mellone Jr. (1999), Costa Jr. e Neves (2000), Rodrigues (2000), Málaga e Securato (2004), Pedreira (2005), Dos Santos, Famá e Mussa (2007).

Quanto à variável tamanho, observa-se que ela apresentou pouca significância estatística no modelo 4 e passou a ser insignificante após a inserção do momento e das *proxies* da liquidez. Esse resultado ratifica o trabalho de Liu (2006), em que se verificou que a liquidez pode incorporar o tamanho e outras anomalias. Portanto, as evidências apontam, *a priori*, para a não existência do efeito tamanho de Banz (1981) no mercado brasileiro, corroborando os achados de Mellone Jr. (1999), Rodrigues (2000), Braga e Leal (2002), Málaga e Securato (2004), Dos Santos, Famá e Mussa (2007) e Cordeiro e Machado (2011).

A análise das Tabelas 6 e 7 evidencia a existência de um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, uma vez que as três *proxies* utilizadas apresentaram relação negativa e significativa com o retorno. Esse resultado ratifica os achados de Bruni e Famá (1998) e Machado (2009), no mercado brasileiro, e de Amihud e Mendelson (1986), Keene e Peterson (2007) e Liu (2006, 2009), nos Estados Unidos. Além disso, o poder explicativo dos referidos modelos foi praticamente o mesmo, confirmando os indícios levantados na Tabela 2, de que as três medidas captam a mesma dimensão da liquidez.

4.3.3 Modelos Conjuntos

Nesta seção, são discutidos os resultados das regressões dos modelos conjuntos, que combinam as variáveis das duas abordagens descritas anteriormente. Os modelos 7, 8, 9 e 10 são formados pela combinação do modelo multivariado da abordagem fundamentalista (modelo 1) com as cinco variáveis da abordagem de fatores de risco. Já os modelos 11, 12, 13 e 14 são combinações do modelo univariado agregado (modelo 2) com as cinco variáveis de controle.

Na Tabela 8, são apresentados os valores dos coeficientes estimados e do testes t de significância individual, o coeficiente de determinação (R^2), a estatística do teste F, a estatística do teste de heterocedasticidade de Wald, a estatística do teste de autocorrelação de Wooldridge e, por fim, a estatística do teste de especificação de Hausman. Os valores que se encontram entre parênteses correspondem ao p -valor de cada teste específico.

Conforme exposto na Tabela 8, a hipótese nula de homocedasticidade das variâncias foi rejeitada ao nível de 1%, para todos os modelos. Também foi detectada a presença de correlação serial nos resíduos dos modelos 9, 10, 13 e 14, uma vez que a hipótese nula do teste de Wooldridge foi rejeitada, a 1 % de significância. Dessa forma, os erros padrão foram estimados por meio da matriz robusta de Huber-White. A estatística F foi significativa em todos os modelos, indicando que os mesmos são significativos em termos estatísticos.

O teste de especificidade de Hausman foi significativo a 1% em todos os casos, levando à rejeição da hipótese nula de que não há diferenças substanciais entre os estimadores por efeitos fixos e aleatórios. Dessa forma, em todos os modelos, foi utilizado o estimador por efeitos fixos.

Tabela 8 – Resultados das Regressões dos Modelos Conjuntos

	Constante	B/M	FBM	FROE	FRM	Beta	Tamanho	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(7)	0,338945 (5,72)*	0,241836 (2,94)*	-0,000736 (-0,04)	0,001771 (0,300)		-0,286998 (-4,01)*				0,0410	6,86 (0,0001)	485,82 (0,0000)	1,340 (0,2509)	8,69 (0,0000)
(8)	0,763144 (2,90)*	0,022257 (2,84)*	-0,002179 (-0,12)	0,003071 (0,54)		-0,288231 (-4,04)*	-0,303973 (-1,69)***			0,0443	10,63 (0,0000)	534,80 (0,0000)	1,638 (0,2047)	14,70 (0,0117)
(9)	0,650560 (2,48)**	0,015347 (2,24)**	0,012706 (0,61)	0,002154 (0,38)		-0,324013 (-4,11)*	-0,019072 (-1,06)	-0,155597 (-4,43)*		0,0661	8,44 (0,0000)	558,710 (0,0000)	150,07 (0,0000)	80,82 (0,0000)
(10.1)	0,543715 (2,01)*	0,017510 (2,17)**	0,015818 (0,80)	0,001505 (0,27)		-0,311595 (-4,02)*	-0,011577 (-0,61)	-0,151798 (-4,17)*	-0,021491 ¹ (-1,54)	0,0700	8,58 (0,0000)	555,20 (0,0000)	149,413 (0,0000)	70,36 (0,0000)
(10.2)	0,539353 (1,85)***	0,015185 (2,22)**	0,013206 (0,63)	-0,003294 (-0,43)		-0,300690 (-3,66)	0,006322 (0,23)	-0,161220 (-4,62)	-0,029579 ² (-1,50)	0,0694	8,69 (0,0000)	533,89 (0,0000)	146,226 (0,0000)	95,46 (0,0000)
(10.3)	0,563113 (1,99)**	0,015470 (2,24)**	0,013071 (0,64)	-0,004913 (-0,57)		-0,299682 (-3,61)	0,012484 (0,42)	-0,155114 (-4,40)*	-0,032059 ³ (-1,57)	0,0516	9,47 (0,0000)	541,00 (0,0000)	149,508 (0,0000)	89,50 (0,0000)
(11)	0,434186 (6,50)*	0,028686 (2,22)**			0,086654 (5,27)*	-0,316628 (-3,65)*				0,1030	22,46 (0,0000)	9,34E+31 (0,0000)	0,651 (0,4230)	62,88 (0,0000)
(12)	-0,227063 (-0,58)	0,054528 (2,29)**			0,102401 (6,74)*	-0,333893 (-3,74)*	0,049370 (1,77)***			0,1081	18,59 (0,0000)	2,20E+29 (0,0000)	1,453 (0,2327)	43,39 (0,0000)
(13)	0,167474 (-0,42)	0,032733 (2,14)**			0,092792 (5,90)*	-0,340996 (-3,75)*	0,045501 (1,62)	-0,081160 (-1,56)		0,1119	15,63 (0,0000)	23818,3 (0,0000)	30023 (0,0000)	74,51 (0,0000)
(14.1)	-0,171028 (-0,42)	0,032501 (2,17)**			0,093004 (5,93)*	-0,346034 (-3,59)*	0,045295 (1,61)	-0,814834 (-1,57)	3,31E-08 ¹ (0,36)	0,1121	14,45 (0,0000)	75746,53 (0,0000)	28,26 (0,0000)	62,01 (0,0000)
(14.2)	-0,456536 (-1,05)	0,037050 (2,36)**			0,087828 (5,11)*	-0,282389 (-3,05)*	0,105235 (2,77)*	-0,096981 (-1,90)***	-0,069751 ² (-3,25)*	0,1302	13,43 (0,0000)	5382,91 (0,0000)	29,006 (0,0000)	86,97 (0,0000)
(14.3)	-0,314213 (-0,076)	0,034465 (2,25)**			0,089907 (5,46)*	-0,291835 (-3,05)*	0,093066 (2,50)**	-0,082403 (-1,61)	-0,049005 ³ (-2,36)**	0,1208	12,63 (0,0000)	4577,13 (0,0000)	29730 (0,0000)	73,64 (0,0000)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%, *** Significante a 10%

1= Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e correlação serial, usando a matriz robusta de Huber-White.

O modelo 7 foi composto pelo índice B/M, pelas variáveis de previsão do B/M e do ROE e pela variável beta. O coeficiente de determinação foi de 0,0410, representando o menor poder explicativo dos modelos conjuntos, porém sendo maior que o R^2 obtido no modelo 1, composto apenas pelas variáveis fundamentalistas, e maior que o do modelo 3, que contém apenas o beta.

O coeficiente do índice B/M foi positivo e estatisticamente significativo a 1%. Em todos os demais modelos conjuntos, o índice B/M permaneceu significativo e positivamente relacionado com o retorno, confirmando as evidências das tabelas 5 e 6. Embora tenham apresentado o sinal esperado, as variáveis de previsão do B/M (FBM) e do ROE (FROE) foram estatisticamente insignificantes, ratificando os achados da Tabela 5. Em todas as demais combinações, as variáveis de previsão permaneceram sem significância estatística, o que corrobora a evidência de que não fornecem poder explicativo adicional aos retornos das ações brasileiras, quando utilizadas separadamente.

A variável beta, pertencente à abordagem de fatores de risco, obteve coeficiente negativo e estatisticamente significativo, ao nível de 1%, e continuou a apresentar-se dessa forma em todos os demais modelos, inclusive com magnitude semelhante. Portanto, observa-se que não houve alterações substanciais na inserção do beta junto às variáveis fundamentalistas, em relação aos resultados obtidos apenas com as demais *proxies* de fatores de risco (Tabela 6). Contudo, destaca-se a melhora do poder explicativo com a combinação das duas abordagens, nesse modelo, evidentemente em virtude do beta e do índice B/M.

O modelo 8 foi formado pelas variáveis do modelo 7 mais o tamanho da empresa. Seu coeficiente de determinação ajustado foi de 0,0443, não representando uma melhora significativa em relação ao modelo composto apenas pelas variáveis fundamentalistas e o beta. De maneira similar às regressões com os fatores de risco (Tabela 6), a variável tamanho apresentou coeficiente negativo e significativo a 10% apenas com as variáveis beta e índice

B/M. Quando inseridas a estratégia momento e as *proxies* da liquidez, nas equações seguintes, a variável tamanho perdeu a significância estatística. Esse achado ratifica as evidências levantadas anteriormente da não existência de um efeito tamanho no mercado de ações brasileiro.

O modelo 9 incluiu as variáveis fundamentalistas e as variáveis de controle beta, tamanho e momento. Conforme comentado anteriormente, o índice B/M continuou positivo e o beta continuou negativo, ambos estatisticamente significativos, e o tamanho tornou-se não significativo. A variável momento obteve coeficiente negativo e estatisticamente significativo (1%), confirmando as evidências apontadas nas regressões dos fatores de risco (Tabela 6). A posterior inclusão das medidas de liquidez não afetou sua significância estatística, exceto a *proxy* Quantidade de Negócios, e seus coeficientes continuaram apresentando valores muito próximos.

Os modelos 10.1, 10.2 e 10.3 incluíram as três variáveis fundamentalistas e todas as variáveis da abordagem de fatores de risco, sendo que, em cada um, foi utilizada uma medida distinta para a liquidez (Negociabilidade, Quantidade de Negócios e Volume Negociado, respectivamente). Conforme evidenciado na Tabela 6, as três *proxies* da liquidez apresentaram a relação negativa esperada com o retorno, porém sem significância estatística. A capacidade explicativa do modelo, medida pelo coeficiente de determinação (R^2), foi praticamente a mesma do modelo 9, com quatro variáveis.

Considerando a possibilidade do valor de mercado ser uma *proxy* da liquidez e a perda de significância da variável tamanho nos modelos 10.1, 10.2 e 10.3, repetiu-se o mesmo procedimento realizado na seção anterior, estimando-se novamente esses três modelos com a exclusão do tamanho, a fim de verificar se ele poderia estar sendo captado pela liquidez. Verificou-se que, após a exclusão da variável tamanho, as três medidas da liquidez tornaram-

se estatisticamente significantes, ratificando a existência de um prêmio de liquidez no mercado brasileiro, conforme mostra a Tabela 9.

Tabela 9 – Resultados das Regressões do Modelo 10 com a Exclusão da Variável Tamanho

Const.	BM	FBM	FROE	Beta	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausm.
0,383374 (6,28)*	0,018046 (2,23)**	0,016672 (-0,88)	0,000892 (-0,16)	-0,030983 (-4,00)*	-0,154235 (-4,32)*	-0,264239 (-2,03)**	0,0693	8,84 (0,0000)	538,78 (0,0000)	142,068 (0,0000)	94,83 (0,0000)
0,596565 (5,44)*	0,015050 (2,23)**	0,012880 -0,640	-0,002480 (-0,37)	-0,301628 (-3,73)*	-0,158604 (-4,59)*	-0,260490 (-2,05)**	0,0690	9,72 (0,0000)	539,04 (0,0000)	137,812 (0,0000)	246,96 (0,0000)
0,664419 (4,70)*	0,015148 (2,23)**	0,012523 (-0,62)	-0,003208 (-0,46)	-0,302800 (-3,71)*	-0,152569 (-4,28)*	-0,256253 (-2,10)**	0,0692	11,06 (0,0000)	552,26 (0,0000)	142,121 (0,0000)	97,90 (0,0000)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%

1 = Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e correlação serial, usando a matriz robusta de Huber-White.

De maneira geral, os resultados obtidos nesta etapa reforçam a evidência de que as variáveis de previsão do B/M e do ROE não possuem capacidade explicativa para o retorno das ações, quando consideradas separadamente. As regressões dos modelos conjuntos 7, 8, 9 e 10 apresentaram praticamente os mesmos resultados das regressões dos fatores de risco. Esse resultado vai de encontro aos achados de Clubb e Naffi (2007), em que o poder explicativo dos modelos foi reforçado pelas variáveis de previsão do B/M e do ROE.

É importante destacar que a semelhança do coeficiente de determinação (R²) indica que a capacidade explicativa dos modelos conjuntos se deve às variáveis de controle e, sobretudo, ao índice B/M, que está presente nesses modelos, como variável fundamentalista, mas também esteve presente naqueles, como fator de risco.

Os modelos 11, 12, 13 e 14 da Tabela 8 combinam a variável de previsão agregada da abordagem fundamentalista e as cinco variáveis de controle analisadas no estudo. O objetivo é verificar se essa variável, significativa no modelo 2, permanece consistente na explicação dos retornos das ações, após a inclusão das *proxies* para fatores de risco. Seguindo Clubb e Naffi (2007), o índice B/M observado também foi inserido nos modelos, a fim verificar se possui

capacidade explicativa adicional como fator de risco. Dessa forma, constitui uma variável de sobreposição entre as duas perspectivas.

O modelo 11 foi composto pela variável FRM, pelo índice B/M e pelo beta. O coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,1030, representando uma melhora considerável na capacidade explicativa em relação ao modelo 7, composto pelo índice B/M, pelo beta e pelas expectativas futuras do índice B/M e do ROE, separadamente. Conforme esperado, o coeficiente da variável FRM foi positivo e significativo (1%). Surpreendentemente, o índice B/M também apresentou significância estatística, não só nesse, como em todos os demais modelos que incluíram a variável FRM. Esse resultado sugere que, além da medida de previsão agregada, o índice B/M possui poder explicativo incremental, como fator de risco, para os retornos das ações brasileiras. Clubb e Naffi (2007) não observaram poder explicativo adicional do B/M, no Reino Unido.

O beta apresentou coeficiente negativo e significativo, confirmando os achados das etapas anteriores e, assim, permaneceu nos demais modelos. Comparativamente, Clubb e Naffi (2007) obtiveram um coeficiente R^2 de 0,0911 para esse modelo e as variáveis também se apresentaram estatisticamente significativas, porém com o beta apresentando sinal positivo, em consonância com a teoria.

O modelo 12 foi formado pela variável de previsão agregada e pelas variáveis que compõem o modelo de três fatores de Fama e French (1993): beta, tamanho e índice B/M. O coeficiente de determinação do modelo foi igual a 0,1081. A variável FRM foi positiva e significativa a 1%, confirmando sua importância como variável explicativa do retorno. O índice B/M também foi positivo e significativo, mostrando-se relevante tanto como fator de risco, quanto pela perspectiva fundamentalista.

Contrariando as premissas teóricas e os resultados das etapas anteriores, a variável tamanho foi positiva e significativa a 10%. O coeficiente tornou-se estatisticamente

insignificante, quando combinado com as variáveis momento e Negociabilidade, e voltou a ser significativo junto com as variáveis Quantidade de Negócios e Volume Negociado, porém sempre apresentando coeficiente positivo. Clubb e Naffi (2007) documentaram resultado semelhante para no Reino Unido, onde outras evidências também indicaram uma inversão do efeito tamanho (DIMSON; MARSH, 1999; DISSANAIKE, 2002). No Brasil, também há evidências de que o efeito tamanho se manifesta de maneira inversa, sendo favorável às ações com maior valor de mercado (RODRIGUES, 2000; BRAGA; LEAL, 2002; MÁLAGA; SECURATO, 2004; DOS SANTOS; FAMÁ; MUSSA, 2007; MACHADO, 2009).

O modelo 13 foi formado pela variável de previsão agregada e as variáveis beta, tamanho, índice B/M e momento. Seu coeficiente de determinação foi de 0,1119, representando melhora na capacidade explicativa em relação aos modelos anteriores. Conforme ressaltado anteriormente, as variáveis FRM, beta e índice B/M foram estatisticamente significantes e, o tamanho, não significativo. Com relação à estratégia momento, apesar de apresentar comportamento semelhante ao observado nas regressões da abordagem de fatores de risco, encontrando-se negativamente relacionada ao retorno, só apresentou significância estatística no modelo 14.2, junto com a *proxy* de liquidez Quantidade de Negócios. Esse resultado sugere uma descaracterização do efeito momento no mercado brasileiro, corroborando os achados de Dos Santos, Famá e Mussa (2007), Mussa, Rogers e Securato (2008), Flister, Amaral e Bressan (2011) e Rouwenhorst (1999), que realizou um estudo com países emergentes e encontrou um efeito momento praticamente nulo para o Brasil (0,01%).

O modelo 14.1 foi formado pelas variáveis do modelo 13 mais o índice de Negociabilidade. As variáveis FRM, índice B/M e beta foram significativas e apresentaram o mesmo sinal dos modelos anteriores. Mais uma vez, as variáveis tamanho e momento foram não significativas, juntamente com a *proxy* de liquidez testada. Portanto, apesar do coeficiente

de determinação (0,1121) ter sido superior ao dos modelos anteriores, acredita-se que isso ocorreu devido ao aumento do número de variáveis e não pela contribuição das variáveis inseridas na explicação dos retornos.

O modelo 14.2 testou a *proxy* de liquidez Quantidade de Negócios. As variáveis FRM, índice B/M e beta continuaram significativas e consistentes com os resultados das etapas anteriores. As variáveis tamanho e momento voltaram a ficar estatisticamente significativas, porém com sinal contrário ao esperado. A medida de liquidez foi significativa a 1% e apresentou sinal negativo, ratificando a existência de um prêmio de liquidez, evidenciada anteriormente. Destaca-se que o coeficiente de determinação obtido foi o maior entre todos os modelos conjuntos estimados (0,1302), ressaltando a contribuição da variável FRM e das cinco *proxies* de fatores de risco na explicação dos retornos das ações.

Por fim, o modelo 14.3 também incluiu a variável de previsão agregada (FRM) e as cinco variáveis de controle, utilizando-se o Volume Negociado como *proxy* para a liquidez. O coeficiente de determinação (R^2) foi igual a 0,1208. Todas as variáveis apresentaram comportamento semelhante ao que foi exposto anteriormente, exceto a estratégia momento, que tornou a ficar estatisticamente insignificante.

Os resultados obtidos nos modelos conjuntos que incluíram a variável de previsão agregada (FRM) mostram que a mesma continuou consistente após a inclusão de todas as *proxies* para fatores de risco. Adicionalmente, os coeficientes de determinação desses modelos foram superiores àqueles obtidos nos modelos da abordagem fundamentalista e da abordagem de fatores de risco, separadamente. Esse resultado ratifica as evidências apresentadas na Tabela 5, que indicam a contribuição dessa variável para a explicação dos retornos das ações brasileiras.

4.3.4 Análise da Influência da Crise Financeira Mundial nos Resultados

Esta seção objetiva verificar se os resultados obtidos na análise foram influenciados pela atual crise financeira mundial. Para isso, todos os modelos foram estimados novamente, considerando o período de 1996 a 2007, a fim de eliminar possíveis efeitos decorrentes da crise.

Os resultados das regressões com as variáveis da abordagem fundamentalista e de fatores de risco estão apresentados na Tabela 10, onde constam os valores dos coeficientes estimados e do testes t de significância individual, o coeficiente de determinação (R^2), a estatística do teste F, a estatística do teste de heterocedasticidade de Wald, a estatística do teste de autocorrelação de Wooldridge e a estatística do teste de especificação de Hausman. Os valores que se encontram entre parênteses correspondem ao p -valor de cada teste específico.

A hipótese nula de homocedasticidade das variâncias foi rejeitada ao nível de 1%, para todos os modelos. Também foi detectada a presença de correlação serial nos resíduos dos modelos 5 e 6, uma vez que a hipótese nula do teste de Wooldridge foi rejeitada, a 1 % de significância. Dessa forma, os erros padrão foram estimados por meio da matriz robusta de Huber-White. Todos os modelos foram significativos em termos estatísticos, uma vez que a estatística F foi significativa a 1%.

O teste de especificidade de Hausman foi estatisticamente insignificante no modelo 1, não levando à rejeição da hipótese nula de que não há diferenças substanciais entre os estimadores por efeitos fixos e aleatórios. Portanto, nesse modelo, foi utilizado o estimador por efeitos aleatórios. Nos demais casos, como a hipótese nula foi rejeitada com 1% de significância, os modelos foram estimados via efeitos fixos.

Os resultados apresentados na Tabela 10 mostram que, de maneira geral, a estimação dos modelos das abordagens fundamentalista e de fatores de risco não apresentou alterações substanciais, após a exclusão do período que compreendeu a crise financeira mundial. O coeficiente do índice B/M foi positivo e significativo em todos os modelos, confirmando a existência de um efeito B/M consistente, conforme documentado nas etapas anteriores.

As variáveis de previsão do índice B/M e do ROE, testadas no modelo 1, apresentaram o sinal previsto, porém permaneceram estatisticamente insignificantes, o que corrobora as evidências anteriores de que não são relevantes para a explicação dos retornos, quando consideradas separadamente. No modelo 2, a variável de previsão agregada (FRM) foi positiva e estatisticamente significativa. Adicionalmente, o coeficiente de determinação (0,0489) mostrou-se bem maior que o do modelo 1 (0,0137). Esse resultado corrobora os achados anteriores acerca da contribuição dessa variável na explicação dos retornos das ações brasileiras.

O beta foi estatisticamente significativo em todos os modelos e continuou apresentando-se negativamente relacionado aos retornos. A variável tamanho também foi significativa em todos os modelos, porém, ao contrário do que prevê a teoria e os resultados da Tabela 6, apresentou relação positiva com os retornos. Esse achado corrobora as evidências apresentadas na Tabela 8, onde se observou uma descaracterização do efeito tamanho no mercado brasileiro. Outras evidências empíricas mostram que o efeito tamanho se manifesta de maneira inversa no Brasil, sendo favorável às ações com maior valor de mercado (RODRIGUES, 2000; BRAGA; LEAL, 2002; MÁLAGA; SECURATO, 2004; DOS SANTOS; FAMÁ; MUSSA, 2007; MACHADO, 2009).

Com relação à variável momento, observou-se a mesma relação negativa documentada nas etapas anteriores. Contudo, no período em consideração, o momento só foi significativo quando combinado com a *proxy* Quantidade de Negócios (modelo 4.2). Esse resultado

corroborar os achados de Dos Santos, Famá e Mussa (2007), Mussa, Rogers e Securato (2008), Flister, Amaral e Bressan (2011) que sugerem a descaracterização do efeito momento no mercado brasileiro, e Rouwenhorst (1999), que encontrou um efeito momento praticamente nulo para o Brasil (0,01%). As três medidas de liquidez testadas continuaram evidenciando a existência de um prêmio de liquidez no mercado brasileiro. Contudo, a única *proxy* que apresentou significância estatística, nesse período, foi o índice de Negociabilidade.

Os resultados dos modelos conjuntos estão expostos na Tabela 11. A hipótese nula de homocedasticidade das variâncias foi rejeitada ao nível de 1%, para todos os modelos. Também foi detectada a presença de correlação serial nos resíduos, exceto nos modelos 7, 11 e 12, uma vez que a hipótese nula do teste de Wooldridge foi rejeitada, a 1% de significância. Dessa forma, os erros padrão foram estimados por meio da matriz robusta de Huber-White.

O teste de especificidade de Hausman não foi significativo no modelo 8, levando à não rejeição da hipótese nula de que não há diferenças substanciais entre os estimadores por efeitos fixos e aleatórios. Dessa forma, nesse modelo, utilizou-se o estimador por efeitos aleatórios e, nos demais, o estimador por efeitos fixos.

Os resultados apresentados da Tabela 11 mostram que os modelos conjuntos estimados não sofreram alterações significativas com a exclusão do período que compreendeu a crise financeira mundial. O coeficiente do índice B/M foi positivo e significativo em todos os modelos, confirmando a existência de um efeito B/M consistente no Brasil, conforme documentado nas etapas anteriores. Além disso, esse resultado reforça as evidências apresentadas na Tabela 8 de que o índice B/M contribui para a explicação dos retornos, quando combinado com as variáveis de previsão do B/M e do ROE, na forma de variável agregada, mas que também possui poder explicativo adicional como fator de risco.

As variáveis de previsão do índice B/M e do ROE foram estatisticamente insignificantes em todos os modelos, ratificando as evidências anteriores de que não

influenciam a explicação dos retornos, quando consideradas separadamente. Em contrapartida, variável de previsão agregada (FRM) foi positiva e estatisticamente significativa em todos os modelos. Adicionalmente, observou-se uma melhora considerável nos coeficientes de determinação (R^2) dos modelos em que foi incluída. Esse resultado corrobora os achados anteriores acerca da contribuição da variável de previsão agregada na explicação dos retornos das ações brasileiras.

A variável beta foi estatisticamente significativa e continuou apresentando-se negativamente relacionada aos retornos, em todos os modelos conjuntos. A variável tamanho apresentou relação positiva com os retornos, ratificando os resultados da Tabela 11, mas apresentou significância estatística apenas nos modelos 8, 9 e 10. Portanto, mais uma vez, os resultados sugerem que o efeito tamanho se manifesta de maneira inversa no Brasil, sendo favorável às ações com maior valor de mercado.

Com relação à estratégia momento, observou-se a mesma relação negativa documentada nas etapas anteriores, porém não apresentou significância estatística nos modelos que incluíram a variável de previsão agregada. Esse resultado reforça as evidências da descaracterização do efeito momento no Brasil, comentada anteriormente

Com relação à liquidez, observa-se que as três medidas continuaram apresentando relação negativa com os retornos, evidenciando a existência de um prêmio de liquidez no mercado brasileiro. Entretanto, da mesma forma que na Tabela 10, a única *proxy* que apresentou significância estatística, no período de 1996 a 2007, foi o índice de Negociabilidade.

Tabela 10 – Resultados das Regressões das Abordagens Fundamentalista e de Fatores de Risco Excluindo o Período da Crise Financeira

	Constante	B/M	FBM	FROE	FRM	Beta	Tamanho	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(1)	0,214431 (7,26)*	0,019637 (2,58)*	-0,017568 (-1,030)	0,010477 (0,670)						0,0137	172,84 (0,0000)	794,14 (0,0000)	0,010 (0,9201)	2,33 (0,5072)
(2)	0,313858 (24,86)*				0,098126 (4,96)*					0,0489	24,64 (0,0000)	2,70E+32 (0,0000)	0,205 (0,6524)	33,75 (0,0000)
(3)	0,458732 (6,98)*					-0,351504 (-3,59)*				0,0202	12,91 (0,0006)	842,630 (0,0000)	0,017 (0,8968)	7,10 (0,0077)
(4)	-0,098252 (-0,950)	0,022959 (3,04)*				-0,269106 (-4,89)*	0,034129 (4,36)*			0,0492	33,46 (0,0000)	3,20E+31 (0,0000)	1,132 (0,2910)	2,62 (0,4536)
(5)	-0,161250 (-0,490)	0,020659 (2,09)**				-0,365463 (-3,17)*	0,046782 (2,15)**	-0,184165 (-4,71)*		0,0677	8,45 (0,0000)	1,40E+31 (0,0000)	108,602 (0,0000)	76,63 (0,0000)
(6.1)	-0,344697 (-1,010)	0,025117 (3,14)*				-0,344759 (-3,01)*	0,059952 (2,59)**	-0,177395 (-4,38)*	-0,035873 ¹ (-1,76)***	0,0718	7,75 (0,0000)	903,84 (0,0000)	102,852 (0,0000)	76,43 (0,0000)
(6.2)	-0,194269 (-0,540)	0,020591 (2,09)**				-0,356572 (-2,94)*	0,059435 (1,68)***	-0,185166 (-4,79)*	-0,017641 ² (-0,064)	0,0685	8,35 (0,0000)	9,25E+30 (0,0000)	108,631 (0,0000)	73,45 (0,0000)
(6.3)	-0,261534 (-0,710)	0,020960 (2,18)**				-0,334974 (-2,69)*	0,081097 (2,07)**	-0,183191 (-4,64)*	-0,035081 ³ (-1,420)	0,0713	9,71 (0,0000)	891,52 (0,0000)	111,401 (0,0000)	79,61 (0,0000)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%, *** Significante a 10%

1= Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e correlação serial, usando a matriz robusta de Huber-White.

Tabela 11 – Resultados das Regressões dos Modelos Conjuntos Excluindo o Período da Crise Financeira

	Constante	B/M	FBM	FROE	FRM	Beta	Tamanho	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(7)	0,424879 (4,89)*	0,028245 (3,01)*	-0,000001 (0,000)	0,506526 (1,110)		-0,403798 (-3,88)*				0,0459	6,03 (0,0003)	984,13 (0,0000)	0,918 (0,3412)	11,02 (0,0206)
(8)	-0,079994 (-0,780)	0,027388 (2,94)*	-0,014122 (-1,150)	0,019670 (1,290)		-0,271655 (-4,87)*	0,033325 (4,27)*			0,0512	38,32 (0,0000)	1,90E+31 (0,0000)	1,124 (0,0000)	2,68 (0,7488)
(9)	-0,218733 (-0,560)	0,017396 (2,07)**	0,010559 (0,450)	0,057798 (1,310)		-0,367392 (-3,20)*	0,048818 (1,97)***	-0,192433 (-4,34)*		0,0701	5,77 (0,0000)	3,20E+31 (0,0000)	92,195 (0,0000)	35,18 (0,0000)
(10.1)	-0,436060 (-1,080)	0,020970 (2,37)**	0,016459 (0,710)	0,052775 (1,090)		-0,347961 (-3,05)*	0,064276 (2,46)**	-0,190241 (-4,04)*	-0,036773 ¹ (-1,79)***	0,0747	5,61 (0,0000)	5,40E+30 (0,0000)	90,727 (0,0000)	87,63 (0,0000)
(10.2)	-0,262336 (-0,051)	0,017476 (2,10)**	0,011228 (0,460)	0,062531 (1,400)		-0,356797 (-2,95)*	0,064213 (1,640)	-0,194148 (-4,38)*	-0,021309 ² (-0,770)	0,0711	6,42 (0,0000)	1,30E+31 (0,0000)	92,467 (0,0000)	86,99 (0,0000)
(10.3)	-0,332508 (-0,770)	0,017703 (2,14)**	0,011761 (0,490)	0,064135 (1,470)		-0,334934 (-2,7)*	0,085818 (2,05)**	-0,192302 (-4,31)*	-0,375930 ³ (-1,530)	0,0741	7,48 (0,0000)	4,30E+31 (0,0000)	92,609 (0,0000)	75,08 (0,0000)
(11)	0,568226 (7,10)*	0,0342049 (2,34)**			0,111125 (5,74)*	-0,356461 (-2,97)*				0,0735	24,06 (0,0000)	3,10E+31 (0,0000)	0,075 (0,7851)	45,06 (0,0000)
(12)	0,498679 (5,29)*	0,032631 (2,24)**			0,086383 (3,75)*	-0,401689 (-3,05)*	0,000000 (0,03)			0,0951	14,71 (0,0000)	8,40E+05 (0,0000)	0,338 (0,5633)	48,74 (0,0000)
(13)	0,497930 (5,19)*	0,030683 (2,05)**			0,070708 (2,93)*	-0,395169 (-2,91)*	0,000000 (-0,03)	-0,111505 (-1,53)		0,1011	12,94 (0,0000)	1,20E+32 (0,0000)	13,55 (0,0003)	71,58 (0,0000)
(14.1)	0,483207 (5,20)*	0,034161 (2,53)**			0,069253 (2,74)*	-0,379165 (-2,80)*	0,000000 (0,03)	-0,089618 (-1,20)	-0,006498 ¹ (-0,21)	0,1012	9,79 (0,0000)	1,10E+32 (0,0000)	13,912 (0,0004)	55,22 (0,0000)
(14.2)	0,433815 (2,32)**	0,030995 (2,05)**			0,072762 (2,99)*	-0,401298 (-2,86)*	0,000000 (-0,18)	-0,109284 (-1,52)	-0,008740 ² (0,37)	0,1013	11,79 (0,0000)	1,40E+32 (0,0000)	14,003 (0,0000)	62,83 (0,0000)
(14.3)	0,334767 (1,55)	0,031850 (2,06)**			0,076230 (3,18)*	-0,413364 (-2,92)*	0,000000 (-0,33)	-0,108450 (-1,49)	-0,016562 ³ (0,82)	0,1021	10,91 (0,0000)	12647,16 (0,0000)	14,813 (0,0000)	55,25 (0,0000)

* Significante a 1%, ** Significante a 5%, *** Significante a 10%

1= Negociabilidade, 2 = Quantidade de Negócios, 3 = Volume Negociado

Erros padrão estimados com correção para heterocedasticidade e correlação serial, usando a matriz robusta de Huber-White.

Os resultados evidenciados nesse capítulo mostram que, conforme observado na análise das regressões da abordagem fundamentalista, comentada na seção 4.3.1, a inclusão das estimativas futuras do B/M e do ROE, como variáveis explicativas adicionais, não reforça o poder explicativo do índice B/M observado no modelo multivariado proposto por Clubb e Naffi (2007). As variáveis de previsão do B/M e do ROE, consideradas separadamente, não apresentaram significância estatística, não demonstrando influenciar a explicação dos retornos das ações, tanto no modelo da abordagem fundamentalista como quando combinadas com as *proxies* de fatores de risco. Dessa forma, ao contrário do que foi encontrado no Reino Unido, o modelo multivariado proposto por Clubb e Naffi (2007) não foi capaz de explicar adequadamente os retornos das ações do mercado brasileiro.

Em contrapartida, a variável de previsão agregada proposta por Clubb e Naffi (2007), formada pelo somatório das três variáveis fundamentalistas, foi estatisticamente significativa no modelo univariado (modelo 2) e continuou consistente após a inserção de todas as *proxies* para fatores de risco. Comparativamente, observou-se que o poder explicativo do modelo 2 foi superior ao dos modelos compostos somente pelas variáveis da abordagem de fatores de risco propostas pela literatura (Tabela 6).

As premissas do desenvolvimento do modelo da abordagem fundamentalista, descritas na seção 3.3.1, sugerem que o poder explicativo do retorno das ações para as versões multivariada e univariada seja idêntico. Entretanto, de acordo com Clubb e Naffi (2007), possíveis distorções na mensuração das variáveis previstas (FBM_t e $FROE_t$) podem resultar em uma diferença no poder explicativo dos dois modelos. Em sua pesquisa, ambos os modelos apresentaram capacidade explicativa bastante próxima, porém o modelo multivariado foi ligeiramente superior na explicação dos retornos das ações do Reino Unido.

Os modelos conjuntos formados pela combinação entre a variável de previsão agregada e as *proxies* de fatores de risco (Tabela 8) apresentaram poder explicativo superior

aos modelos das duas abordagens, consideradas separadamente. Esse resultado também foi observado por Clubb e Naffi (2007). Dessa forma, observa-se que tanto a abordagem fundamentalista, como a abordagem de fatores de risco, são importantes na explicação dos retornos das ações no Brasil. Considerando o coeficiente de determinação (R^2), o modelo que apresentou melhor poder explicativo foi o 14.2, formado pela variável de previsão agregada (FRM), beta, valor de mercado (tamanho), índice B/M, momento e a Quantidade de Negócios como *proxy* para a liquidez. Todavia, é importante destacar que as variáveis tamanho e momento não se mostraram consistentes ao longo da análise.

Por fim, ressalta-se a importância do índice B/M como variável explicativa. Os resultados obtidos no presente estudo mostram que o B/M possui capacidade explicativa, quando combinado com as duas variáveis de previsão, na forma de variável de previsão agregada, e também como fator de risco. Nesse sentido, verifica-se que o índice B/M, no mercado brasileiro, está em consonância tanto com a perspectiva tradicional preconizada por Fama e French (1992), na qual se acredita que o seu poder explicativo decorre do fato de capturar um fator de risco comum nos retornos dos ativos, como com a perspectiva fundamentalista proposta por Berk (1995), na qual o B/M funciona como uma *proxy* para os fluxos de caixa ou expectativas de lucros futuros. Ademais, verificou-se que os resultados obtidos na presente análise não sofreram alterações significativas em decorrência da atual crise financeira mundial.

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve como objetivo estudar a influência das expectativas futuras do índice B/M e do ROE como variáveis adicionais ao índice B/M atual, na explicação dos retornos do mercado de capitais brasileiro. Inicialmente, buscou-se investigar a contribuição dessas três variáveis fundamentalistas na explicação dos retornos das ações brasileiras. Objetivando comparar os resultados obtidos com fatores de risco amplamente sugeridos na literatura, também foi analisado o poder explicativo de modelos de precificação tradicionais. Por fim, verificou-se se as variáveis fundamentalistas permaneceram consistentes na explicação dos retornos, após a combinação com *proxies* para fatores de risco.

Quanto às variáveis da Abordagem Fundamentalista analisadas, observou-se que as estimativas futuras do índice B/M e do ROE não apresentaram significância estatística no modelo multifatorial proposto por Clubb e Naffi (2007), assim como após a inserção das variáveis de controle da Abordagem de Fatores de Risco. Dessa forma, quando consideradas separadamente, como variáveis explicativas adicionais, as previsões do índice B/M e do ROE não se mostraram relevantes para a explicação dos retornos das ações brasileiras.

As estimativas futuras do B/M e do ROE também foram combinadas com o índice B/M observado, formando uma variável de previsão agregada. Constatou-se que essa variável foi estatisticamente significativa, tanto no modelo univariado proposto por Clubb e Naffi (2007), como após a inclusão das cinco variáveis de controle. Adicionalmente, destaca-se que a capacidade explicativa dos modelos que incluíram essa variável foi bastante superior àquela obtida nas regressões da Abordagem de Fatores de Risco. Diante disso, as hipóteses 2 e 3 da dissertação, de que a expectativa futura do índice B/M e a expectativa futura do ROE explicam parte das variações dos retornos das ações brasileiras, não podem ser rejeitadas.

No presente estudo, o índice B/M foi testado como variável fundamentalista e como *proxy* para fator de risco, estando presente em ambas as classes de modelos. Adicionalmente, nos modelos conjuntos formados pela variável de previsão agregada, o índice B/M foi inserido novamente, constituindo uma variável de sobreposição entre as duas abordagens. Os resultados mostraram que o índice B/M foi positivo e estatisticamente significativo, tanto nos modelos da Abordagem Fundamentalista, como nos modelos com fatores de risco. Além disso, quando inserido nos modelos conjuntos, verificou-se a sua contribuição como componente da variável de previsão conjunta, bem como sua capacidade explicativa adicional como fator de risco. Dessa forma, a hipótese 1 de que o índice B/M explica parte das variações dos retornos das ações brasileiras não pode ser rejeitada.

Com relação às variáveis da Abordagem de Fatores de Risco estudadas, foram evidenciadas características peculiares do mercado de ações brasileiro, que nem sempre estiveram em consonância com os pressupostos das teorias de precificação de ativos, nem as evidências apontadas na literatura, sobretudo aquelas de países desenvolvidos.

Verificou-se uma relação negativa e estatisticamente significativa entre o beta e os retornos, o que contrapõe as hipóteses teóricas da relação entre risco e retorno. Fama e French (1992) verificaram que o beta é correlacionado com a variável tamanho e que ele só é positivamente relacionado com os retornos das ações quando sofre influência do efeito tamanho. Caso contrário, eles observaram que o beta não influencia ou influencia negativamente os retornos das ações. Essa pode ser a causa para o resultado encontrado no presente trabalho, visto que não se confirmou a existência do efeito tamanho no período estudado.

A variável tamanho não demonstrou consistência no decorrer das etapas do estudo e só apresentou significância estatística quando combinada com o beta e o índice B/M. Em alguns casos, mostrou-se negativamente relacionada aos retornos. Em outros, relacionou-se

positivamente, sugerindo um efeito tamanho favorável às empresas com alto valor de mercado. Por fim, destaca-se sua alta correlação e incompatibilidade com as três *proxies* da liquidez, sugerindo que o efeito pode estar sendo captado pela liquidez, da mesma forma que em Liu (2006). Dessa forma, os resultados obtidos apontam a não existência do efeito tamanho no mercado brasileiro, no período estudado.

Em relação à estratégia momento, observou-se uma relação negativa e estatisticamente significativa com o retorno em praticamente todos os modelos, o que sugere a existência de um efeito momento invertido no mercado de capitais brasileiro, corroborando os estudos de Dos Santos, Famá e Mussa (2007), Mussa, Rogers e Securato (2008) e Flister, Amaral e Bressan (2011).

No tocante à variável liquidez, foram testadas três *proxies*: Negociabilidade, Quantidade de Negócios e Volume Negociado. A alta correlação e a significância estatística das três medidas, quando excluída a variável tamanho, sugerem que elas podem estar captando a mesma dimensão da liquidez. Ao retirar o período da crise financeira da análise, a única *proxy* significativa foi o índice de Negociabilidade. Ademais, verificou-se que as medidas de liquidez estiveram sempre negativamente relacionadas com o retorno, sugerindo a existência de um prêmio de liquidez no mercado acionário brasileiro, semelhante a Bruni e Famá (1998) e Machado (2009).

Os resultados obtidos no presente estudo indicam que uma variável de previsão agregada, composta pelo índice B/M e pelas expectativas futuras do índice B/M e do ROE influencia a explicação dos retornos das ações brasileiras. Isso implica que essa variável pode ser utilizada em estratégias de investimento no mercado de ações, uma vez que o índice B/M atual mais as previsões do índice B/M e do ROE para o ano seguinte foram capazes de explicar parte das variações dos retornos das ações no mesmo período.

O argumento teórico dos modelos da Abordagem Fundamentalista testados neste estudo é que a inclusão da expectativa futura do ROE (além do índice B/M atual), como variável explicativa para o retorno das ações, controla a variação no índice B/M atual causada por diferenças de expectativas de desempenho econômico de curto prazo. Da mesma forma, a inclusão da expectativa do índice B/M futuro, como variável explicativa do retorno das ações, controla o impacto das expectativas de desempenho de longo prazo.

Portanto, os resultados obtidos nesta dissertação podem contribuir para estabelecimento de estratégias de investimento, considerando que o índice B/M pode ser calculado por meio de informações contábeis divulgadas pelas empresas. Além disso, a utilização de dados históricos possibilita aos investidores, em um determinado ano, o cálculo de variáveis de previsão para o índice B/M e para o ROE no ano seguinte, as quais reforçam o poder explicativo do índice B/M atual, quando combinadas na forma de variável de previsão agregada do retorno das ações.

A principal contribuição teórica do estudo reside em focar a Abordagem Fundamentalista, uma perspectiva alternativa de análise das anomalias de mercado que possui poucas evidências empíricas, sobretudo em países emergentes. Ademais, ressalta-se que os estudos nessa área são bastante escassos no Brasil.

É importante salientar, ainda, que a presente pesquisa restringiu-se às empresas não-financeiras, constituídas sob a forma de sociedade anônima de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – BM&FBOVESPA, no período de 1º de janeiro de 1995 a 31 de dezembro de 2010. Dessa forma, as conclusões obtidas ficam restritas à amostra utilizada. Todos os modelos analisados no trabalho foram re-estimados, utilizando o período de 1995 a 2007, a fim de verificar se estavam sendo influenciados pela atual crise financeira mundial. De maneira geral, verificou-se que não houve alterações substanciais nos resultados obtidos.

Por ser um campo ainda pouco explorado no Brasil, o estudo de variáveis fundamentalistas e retorno acionário oferece inúmeras opções para o desenvolvimento de pesquisas futuras. Este trabalho utilizou dados em base anual e o método de painel dinâmico para estimação das variáveis de previsão. Dessa forma, sugere-se a mensuração dos dados em outras bases, como a trimestral, por exemplo, bem como a utilização de outros métodos de estimação das variáveis de previsão. Também poderia ser realizada uma análise comparativa por setor econômico, de forma a confrontar os resultados aqui apresentados.

REFERÊNCIAS

AJILI, S. Size and Book to Market Effects: Further Evidence from the French Case. **Working Paper**, Université Paris IX Dauphine, 2005. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=493343.

ALMEIDA, J. R.; EID JR. W. 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.

AMIHUD, Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and times series effects. **Journal of Financial Markets**, v. 5, n.1, p. 31-56, 2002.

AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v. 17, n. 2, p.223-249, 1986.

_____. Liquidity as asset price: financial management implications. **Financial Management**, v. 17, n. 1, p. 5-15, 1988.

_____. Liquidity, asset prices and financial policy. **Financial Analysts Journal**, v. 47, n. 6, p. 56-66, 1991.

ARELLANO, M.; S. BOND. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58. p. 277-97, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. La Econometria de Datos de PaineL. **Investigaciones Económicas**, v. 19, n. 1, p. 3-45, 1990.

ATHANASSAKOS, G. Value versus Growth Stock Returns and the Value Premium: The Canadian Experience 1985-2005. **Canadian Journal of Administrative Sciences**, v. 26, n. 2, p. 109-121, 2009.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: John Wiley, 2005.

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

BARRY, C. B.; GOLDREYER, E.; LOCKWOOD, L.; RODRIGUEZ, M. Robustness of Size and Value Effects In Emerging Equity Markets, 1985-2000. **Working Paper**, University of Texas, 2001. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=270226.

BASU, S. Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis. **Journal of Finance**, v. 32, p. 663-682, 1977.

BEAVER, W.; RYAN, S. Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Rate of Return on Equity. **Journal of Accounting Research**, v. 38, p. 127–48, 2000.

BERK, J. B. A Critique of Size Related Anomalies. **Review of Financial Studies**, v. 8, p. 275-286, 1995.

_____. An Empirical Re-examination of the Relation Between Firm Size and Return. **Working Paper**, University of Washington, 1996. Disponível em: <http://faculty-gsb.stanford.edu/berk/documents/phys10.pdf>.

_____. Does Size Really Matter? **Financial Analysts' Journal**, v. 53, p. 12–28, 1997.

BERNARD, V. L. Accounting-Based Valuation Methods, Determinants of Book-to-Market Ratios, and Implications for Financial Statement Analysis. **Working Paper**, University of Michigan, 1994. Disponível em: <http://quod.lib.umich.edu/b/busadwp/images/b/2/0/b2014415.0001.001.pdf>.

BHANDARI, L. C. Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. **Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507-28, 1988.

BIDDLE, G. C.; HUNT, A. L. An Equity Cash Flow Perspective on the Book to Market Equity Ratio's Ability to Predict Stock Returns. **Working Paper**, University of Washington, 1999. Disponível em: <http://www.bm.ust.hk/acct/research/paper.html>.

BILLINGS, B.; MORTON, R. Book-to-Market Components, Future Security Returns, and Errors in Expected Future Earnings. **Journal of Accounting Research**, v. 39, p. 197–219, 2001.

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

BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: Some empirical tests. In: JENSEN, M. C. **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York: Praeger, 1972.

BRAGA, C. M.; LEAL, R. P. C. Ações de valor e de crescimento nos anos 1990. In: Bonono, M. **Finanças Aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro: FGV Editora, 2002.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.

BRUNI; A. L.; FAMÁ, R. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na Bovespa (1988-1996). In: Encontro Anual da Associação Nacional de Programas de Pós-graduação e Pesquisa em Administração, XXII, 1998. **Anais...** Foz do Iguaçu, 1998.

CAPPAUL, C.; ROWLEY, I.; SHARPE, W. F. International value and growth stock returns. **Financial Analysts Journal**, v. 49, n. 1, p. 27-36, 1993.

CARHART, M. On Persistence of Mutual Fund Performance. **Journal of Finance**, v. 52, p. 57-82, 1997.

CHAN, L.K.; HAMAQ, Y.; LAKONISHOK, J. Fundamentals and stock returns in Japan. **Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1739-1789, 1991.

CHEN, L.; ZHAO, X. On the Relation Between the Market-to-Book Ratio, Growth Opportunity, and Leverage Ratio. **Working Paper**, University of Michigan, 2005. SSRN working paper, 2005. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=666845.

CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM; A.; ANSHUMAN, V. R. Trading activity and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 59, n.1, p. 3-32, 2001.

CLUBB, C.; NAFFI, M. The Usefulness of Book-to-Market and ROE Expectations for Explaining UK Stock Returns. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 34, p. 1–32, 2007.

COPELAND, T. E.; WESTON, J. F.; SHASTRI, K. **Financial theory and corporate policy**. Pearson Addison Wesley, 2005.

CORDEIRO; R. A.; MACHADO, M. A. V. Estratégia de Valor ou de Crescimento? Evidências Empíricas no Brasil. In: Seminários em Administração – FEA/USP, XIV, **Anais...** São Paulo, 2011.

CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. A. O efeito liquidez sobre a rentabilidade de mercado de ações negociadas no mercado acionário Brasileiro. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE**, v. 5, n. 2, p. 111-118, 2008.

COSTA JR., N.; NEVES, M. Variáveis Fundamentalistas e Retornos das Ações. In: COSTA JR., N.; LEAL, R.; LEMGRUBER, E. **Mercado de Capitais – Análise Empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000.

CUPERTINO, C. M.; COELHO, R. A. Alavancagem, Liquidez, Tamanho, Risco, Imobilizado e Intangíveis: Um Estudo de algumas Condicionantes do Book-to-Market em Empresas Brasileiras. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, VI, **Anais...** São Paulo, 2006.

DATAR, V. T.; NAIK, N. Y.; RADCLIFFE, R. Liquidity and stock returns: an alternative test. **Journal of Financial Markets**, v. 1, n. 2, p. 203-219, 1998.

DEMO, P. **Metodologia Científica em Ciências Sociais**. São Paulo: Atlas, 1985.

DIMSON, E.; P. MARSH. Murphy's Law and Market Anomalies. **Journal of Portfolio Management**, v. 25, p. 53–69, 1999.

DISSANAIKE, G. Does the Size Effect Explain the UK Winner-Loser Effect? **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 29, p. 139–54, 2002.

DOS SANTOS, J. O.; FAMÁ, R.; MUSSA, A. A adição do fator risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama e French aplicado ao mercado acionário brasileiro. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, VII, 2007. **Anais...** São Paulo, 2007.

FAIRFIELD, P. P/E, P/B and the present value of future dividends. **Financial Analysts Journal**, v. 50, n. 4, p. 23-31, 1994.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, **Journal of Finance**. v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

_____. Efficient Capital Markets: II. **Journal of Finance**. v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

_____. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

_____. Size and book-to-market factors in earnings and returns. **Journal of Finance**, v. 50, n. 1, p. 131-155, 1995.

_____. Value versus Growth: The International Evidence. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p. 1975-1999, 1998.

_____. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**. v.18, n. 3, p. 25-46, 2004.

_____. Average returns, BM, and share issues. **Journal of Finance**, v. 63, p. 2971–2995, 2008.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, p. 607–36, 1973.

FELTHAM, G.; J. OHLSON. Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, p. 689–731, 1995.

FLISTER, F. V.; BRESSAN, A. A.; AMARAL, H. F. CAPM Condicional no Mercado Brasileiro: Um Estudo dos Efeitos Momento, Tamanho e Book-to-Market entre 1995 e 2008. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9, n. 1, p. 105-129, 2011.

FRANKEL, R.; LEE, C. M. C. Accounting Valuation, Market expectation, and Cross-sectional Stock Returns. **Journal of Accounting and Economics**, v. 25, p. 283-319, 1998.

GHARGHORI, P.; LEE, R.; VEERARAGHAVAN, M. Anomalies and stock returns: Australian evidence, **Working Paper**, Monash University, 2007. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1002260>.

GHARGHORI, P.; STRYJKOWSKI, S.; VEERARAGHAVAN, M. Value versus Growth: Australian Evidence, **Working Paper**, Monash University, 2007. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=984382>.

GIL, A. C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. São Paulo: Atlas, 1999.

HAUGEN, R. A. **The new finance: the case against efficient markets**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1995.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p.1251-1271, 1978.

JEGADEESH, N.; S. TITMAN. Return to Buying Winners and Selling Loser: Implications for Stock Market Efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, p. 65-91, 1993.

_____. Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. **Journal of Finance**, v. 56, p. 699-720, 2001.

JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. **Journal of Finance**. v. 23(2), p. 389-416, 1968.

JOSTOVA, G.; NIKOLOVA, S.; PHILIPPOV, A.; STAHEL, C. W. Momentum in Corporate Bond Returns. **Working Paper**, George Washington University, 2010. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1651853.

JUN; S.; MARATHE, A.; SHAWKY, H. A. Liquidity and stock returns in emerging markets. **Emerging Markets Review**, v. 4, n. 1, p. 1-24, 2003.

KEENE, M. A.; PETERSON, D. R. The importance of liquidity as a factor in asset pricing. **The Journal of Financial Research**, v. 30, n. 1, p. 91-109, 2007.

KERLINGER, F. **Metodologia da Pesquisa em Ciências Sociais**. São Paulo: E.P.U, 1979.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R.W. Contrarian investment, extrapolation and risk. **Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1541-1578, 1994.

LEE, C. M. C. Measuring Wealth. **CA Magazine**, Canadian Institute of Chartered Accountants, p. 32-37, 1996.

LEV, B.; SOUGIANNIS, T. Penetrating the Book-to-Market Black Box: The R&D Effect. **Journal of Business Finance & Accounting**. v. 26, p. 419-449, 1999.

LEVINE, D. M.; BERENSON, M. L. STEPHAN, D. **Estatística: teoria e aplicações**. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, p. 13-37, 1965.

LINTNER, J. The aggregation of investor's diverse judgements and preferences in purely competitive security markets. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 4, p. 347–400, 1969.

LIU, W. A liquidity-augmented capital asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 82, p. 631–671, 2006.

LIU, W. Liquidity and asset pricing: evidence from daily data over 1926 to 2005. Working Paper, Nottingham University Business School, 2009. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1345953>.

LO, A. W. Efficient Markets Hypothesis. Working Paper, MIT Sloan School of Management, 2007. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=991509.

LUCENA, P.; PINTO, A. Estudo de Anomalias no Mercado Brasileiro de Ações Através de uma Modificação no Modelo de Fama e French. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, XXIX, 2005, Brasília. **Anais...** Brasília: ANPAD, 2005.

MACHADO, M. A. V. **Modelos de Precificação de Ativos e o Efeito Liquidez**: Evidências Empíricas no Mercado Acionário Brasileiro, 2009, 165f. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

MÁLAGA, F. K.; SECURATO, J. R. Aplicação do modelo dos três fatores de Fama & French no mercado acionário brasileiro – um estudo empírico do período 1995-2003. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, XXVIII, 2004, Curitiba. **Anais...** Curitiba: ANPAD, 2004.

MALKIEL, B. G. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. **Journal of Economic Perspectives**. v. 17, n. 1, p. 59-82, 2003.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, 1952.

MELLONE JR., G. Evidências empíricas da relação cross-section entre retorno e earnings to price ratio e book to market ratio no mercado de ações no Brasil no período de 1995 a 1998. In: Encontro Nacional dos Programas de Pós-graduação em Administração, XXIII, **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPAD, 1999.

MESCOLIN, A.; BRAGA, C.; COSTA JR., N. Risco e Retorno das Value e Growth Stocks no Mercado de Capitais Brasileiro. In: Encontro Nacional dos Programas de Pós-graduação em Administração, XXI, **Anais...** Rio das Pedras: ANPAD, 1997.

MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.

MUSSA, A.; ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Modelos de retornos esperados no Mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, VIII, 2008. **Anais...** São Paulo, 2008.

NAGANO, M. S.; MERLO, E. M.; SILVA, M. C. As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno de ações no Brasil. **Revista FAE**, v.6, n.2, p.13-28, 2003.

OHLSON, J. A Synthesis of Security Valuation Theory and the Role of Dividends, Cash Flows and Earnings. **Contemporary Accounting Research**, pp. 648-676, 1990.

_____. Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation. **Contemporary Accounting Research**, v. 11, p. 661-87, 1995.

PASTOR, L; STAMBAUGH, R. F. Liquidity risk and expected returns. **The Journal of Political Economy**, v. 111, n. 3, p. 642-685, 2003.

PEDREIRA, E. B. Retornos e Riscos das Ações de Valor e de Crescimento no Mercado Brasileiro no Período de Janeiro de 2001 a Junho de 2004, com Base no IBrX50. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 5, 2005. **Anais...** São Paulo, 2005.

PENMAN, S. H.; SOUGIANNIS, T. A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation. **Working Paper**, University of California, 1998. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=15043.

PONTIFF, J.; SCHALL, L. Book-to-Market Ratios as Predictors of Market Returns. **Journal of Financial Economics**, v. 49, p. 141-60, 1998.

RODRIGUES, M. O Efeito Valor, o Efeito Tamanho, e o Modelo Multifatorial: Evidências do Caso Brasileiro. In: Encontro Nacional dos Programas de Pós-graduação em Administração, XXIV, **Anais...** Florianópolis: ANPAD, 2000.

ROESCH, S. M. A. **Projetos de Estágio e de Pesquisa em Administração**: Guia para Estágios, Trabalhos de Conclusão, Dissertações e Estudos de Caso. São Paulo: Atlas, 2006.

ROLL, R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests' Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. **Journal of Financial Economics**, v. 4, n. 2, p. 129-176, 1977.

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive Evidence of Market Inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, v. 11, p. 9-17, 1985.

ROSS, S.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. F. **Corporate Finance**. New York: McGraw-Hill, 2001.

ROUWENHORST, K. Local return factors and turnover in emerging stock markets. **Journal of Finance**, v. 54, n. 4, p. 1439-1464, 1999.

RYAN, S. G. A Model of Accrual Measurement with Implications for the Evolution of the Book-to-Market Ratio. **Journal of Accounting Research**, p. 95-128, 1995.

SAMPIERI, R. H.; COLLADO, C. F.; LUCIO, P. B. **Metodología de la Investigación**. México: McGraw-Hill, 1998.

SÁNCHEZ GAMBOA, S. A. Epistemologia da pesquisa em educação, 1987, 240f. Tese (Doutorado em Educação) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1987.

SCHMIDT, P. S.; VON ARX, U.; SCHRIMPF, A.; WAGNER, A. F.; ZIEGLER, A. On the Construction of Common Size, Value and Momentum Factors in International Stock Markets: A Guide with Applications. **Working Paper**, University of Zurich, 2011. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1738315.

SCHWERT, G. W. Size and Stock Returns, and Other Empirical Regularities. **Journal of Financial Economics**, v. 12, p. 3-12, 1983.

_____. Anomalies and Market Efficiency, **Working Paper**, University of Rochester, 2002. Disponível em: http://ssrn.com/abstract_id=338080.

SELLTIZ, C. **Métodos de pesquisa nas relações sociais**. São Paulo: EDUSP, 1965.

SHARPE, W. F. A Simplified Model for Portfolio Analysis. **Management Science**, p. 277-293, 1963.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **Journal of Finance**, v. 19, pp. 425-442, 1964.

STATMAN, D. Book Values and Stock Returns. **The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers**, v. 4, p. 25-45, 1980.

TREYNOR, J. L. Toward a Theory of Market Value of Risky Assets – unpublished manuscript, 1961. In: FRANCIS, J. C. **Investments**. McGraw Hill, 5th Edition, 1991.

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/Iliquidez no Mercado Brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE**, v. 5, n. 1, p. 5-16, 2008.

VUOLTEENAHO, T. Understanding the Aggregate Book-to-Market Ratio and its Implications for Current Equity-Premium Expectations. **Working Paper**, Harvard University, 2000. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/AbstractNotFound.cfm>.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: MIT Press, 2002.

YOSHINO, J. A.; SANTOS; E. B. Is te CAPM dead or alive in the Brazilian market? **Review of Applied Economics**, v. 5, n. 1-2, 2009.

ZHANG, L.; CHEN, L. Neoclassical factors. **Working Paper**, University of Michigan, 2008. Disponível em: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=994962.

APÊNDICE A – Ações que Participaram da Pesquisa

Empresa	Setor	Papel	Classe do Papel
Alfa Consórcio	Outros	BRGE11	PNE
Alfa Consórcio	Outros	BRGE12	PNF
Alfa Consórcio	Outros	BRGE3	ON
Alfa Holding	Outros	RPAD3	ON
Alfa Holding	Outros	RPAD5	PNA
Alfa Holding	Outros	RPAD6	PNB
Alpargatas	Têxtil	ALPA3	ON
Alpargatas	Têxtil	ALPA4	PN
Ambev	Alimentos e Bebidas	AMBV3	ON
Ambev	Alimentos e Bebidas	AMBV4	PN
Ampla Energia	Energia Elétrica	CBEE3	ON
Bardella	Máquinas Industriais	BDLL4	PN
Bombril	Química	BOBR4	PN
Brasil Telecom	Telecomunicações	BRTO3	ON
Brasil Telecom	Telecomunicações	BRTO4	PN
Braskem	Química	BRKM5	PNA
Brasmotor	Eletroeletrônicos	BMTO4	PN
CELESC	Energia Elétrica	CLSC6	PNB
CEMIG	Energia Elétrica	CMIG3	ON
CEMIG	Energia Elétrica	CMIG4	PN
CESP	Energia Elétrica	CESP3	ON
CESP	Energia Elétrica	CESP5	PNA
CONFAB	Siderurgia & Metalurgia	CNFB4	PN
COPERL	Energia Elétrica	CPLE3	ON
Coteminas	Têxtil	CTNM3	ON
Coteminas	Têxtil	CTNM4	PN
Panvel Farmácias	Comércio	PNVL3	ON
Panvel Farmácias	Comércio	PNVL4	PN
Eletróbrás	Energia Elétrica	ELET3	ON
Eletróbrás	Energia Elétrica	ELET6	PNB
Estrela	Outros	ESTR4	PN
Eternit	Minerais não Met	ETER3	ON
Ferbasa	Siderurgia & Metalurgia	FESA4	PN
Forjas Taurus	Siderurgia & Metalurgia	FJTA4	PN
Fras-Le	Veículos e peças	FRAS4	PN
Gerdau	Siderurgia & Metalurgia	GGBR3	ON
Gerdau	Siderurgia & Metalurgia	GGBR4	PN

Gerdau Metalúrgica	Siderurgia & Metalurgia	GOAU4	PN
Inepar	Outros	INEP4	PN
Itaúsa	Outros	ITSA3	ON
Itaúsa	Outros	ITSA4	PN
Itautec Philco	Eletroeletrônicos	ITEC3	ON
Klabin S/A	Papel e Celulose	KLBN4	PN
Light S/A	Energia Elétrica	LIGT3	ON
Lojas Americanas	Comércio	LAME4	PN
M G Poliest	Química	RHDS3	ON
Mangels Indl	Siderurgia & Metalurgia	MGEL4	PN
Marcopolo	Veículos e peças	POMO4	PN
Metisa	Siderurgia & Metalurgia	MTSA4	PN
Petrobras	Petróleo e Gas	PETR3	ON
Petrobras	Petróleo e Gas	PETR4	PN
Pettenati	Têxtil	PTNT4	PN
Pro Metalurg	Veículos e peças	PMET6	PNB
Randon Participações	Veículos e peças	RAPT4	PN
Recrusul	Veículos e peças	RCSL4	PN
Sansuy Indústria de Plásticos	Outros	SNSY5	PNA
Companhia Siderúrgica Nacional	Siderurgia & Metalurgia	CSNA3	ON
Souza Cruz	Outros	CRUZ3	ON
Construtora Sultepa	Construção	SULT4	PN
Suzano Papel	Papel e Celulose	SUZB5	PNA
Teka	Têxtil	TEKA4	PN
Telemar	Telecomunicações	TMAR3	ON
Telesp	Telecomunicações	TLPP3	ON
Telesp	Telecomunicações	TLPP4	PN
Unipar Participações	Química	UNIP6	PNB
Usiminas	Siderurgia & Metalurgia	USIM3	ON
Usiminas	Siderurgia & Metalurgia	USIM5	PNA
Vale	Mineração	VALE3	ON
Vale	Mineração	VALE5	PNA
Valefert	Química	FFTL4	PN
Wetzel S/A	Veículos e peças	MWET4	PN
Whirlpool	Eletroeletrônicos	WHRL4	PN
Wlm Indústria e Comércio	Comércio	SGAS4	PN
Yara Brasil Fertilizantes	Química	ILMD4	PN