

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

Rebeca Albuquerque Cordeiro

Mestre em Administração

Professora do Instituto de Educação, Ciência e Tecnologia da Paraíba – IFPB

Campus I – Avenida Primeiro de Maio, 720 – Jaguaribe

CEP: 58015-430 – João Pessoa/PB.

E-mail: rebecacordeiro1@gmail.com

Tel.: (83) 3208-3073

Márcio André Veras Machado

Doutor em Administração

Professor do Programa de Pós-Graduação em Administração (PPGA) da Universidade Federal da Paraíba e do Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Pós-Graduação em

Ciências Contábeis - UnB/UFPB/UFRN

Cidade Universitária - Campus I. Castelo Branco

CEP: 58059-900 - João Pessoa/PB.

E-mail: mavmachado@hotmail.com

Tel.: (83) 3216-7492

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) na explicação dos retornos do mercado de capitais brasileiro. Comparativamente, também foi analisado o poder explicativo de *proxies* para fatores de risco: beta, tamanho, índice B/M, momento e liquidez. Por fim, analisaram-se combinações entre esses dois grupos de variáveis. A população foi composta por todas as empresas não-financeiras, com ações negociadas na 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, foram utilizadas regressões com dados em painel. Os resultados obtidos mostram que as estimativas futuras do índice B/M e do ROE, regredidas separadamente, não foram estatisticamente significativas e apresentaram baixo poder explicativo para os retornos das ações brasileiras. Contudo, quando combinadas com o índice B/M observado, esta variável de previsão agregada foi estatisticamente significativa e proporcionou um aumento considerável na capacidade explicativa dos modelos que a incluíam. 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, no período analisado. Ademais, ressalta-se que os resultados obtidos neste trabalho 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.

Área Temática: Mercados Financeiro, de Crédito e de Capitais.

1 INTRODUÇÃO

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.

O *Capital Asset Pricing Model*– CAPM, desenvolvido por Sharpe (1963, 1964), Lintner (1965) e Black (1972), é um modelo de fator único, que considera que o beta é capaz de explicar as diferenças nos retornos dos ativos. Apesar das simplificações impostas por suas hipóteses, o CAPM é bastante útil para a tomada de decisão financeira porque quantifica e precifica o risco (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 aparentemente 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. Diversas abordagens buscam explicações para as anomalias de mercado, analisando-as sob diferentes perspectivas.

A Abordagem de Fatores de Risco considera que o risco das ações é multidimensional e que os indicadores financeiros são fatores que captam parte do risco sistemático não contemplado pelo CAPM. Essa abordagem tem como expoente os trabalhos de Fama e French (1992, 1993), que 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* (B/M), que corresponde ao quociente 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 mesmo período (“*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 índice B/M 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 índice B/M para os retornos das ações é reforçado pela inclusão de estimativas futuras do índice B/M e do Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) como variáveis explicativas adicionais.

Diante do exposto, na presente pesquisa, foram testadas 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.

Dessa forma, o presente trabalho teve como objetivo principal analisar a influência do índice *book-to-market* (B/M) e das expectativas futuras do índice B/M e do Retorno sobre o Capital Próprio (ROE) na explicação dos retornos do mercado de capitais brasileiro. Comparativamente, 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 três variáveis fundamentalistas, após combinações com as *proxies* para fatores de risco.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

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 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. Os autores demonstraram que o fator tamanho e o índice B/M apresentam maior poder explicativo para os retornos das ações do que as estimativas do beta do CAPM, e têm estimulado inúmeras discussões acerca do papel de índices financeiros e contábeis como preditores dos retornos das ações.

Figura 1 – Resumo dos Principais Trabalhos que Analisaram a Relação entre Variáveis Fundamentalistas e Retorno Acionário

Evidências Empíricas	País	Variáveis		Método
		B/M	ROE	
Bernard (1994)	EUA	X		Modelo de Avaliação Contábil
Fairfield (1994)	EUA	X	X	Modelo de Avaliação Contábil
Ryan (1995)	EUA	X		Decomposição do B/M
Berk (1995)	EUA	X		Decomposição do Valor de Mercado
Berk (1996)	EUA	X		Análise de Portfólio/Regressão
Frankel e Lee (1998)	EUA	X	X	Modelo 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	Análise de Portfólio/Regressão
Beaver e Ryan (2000)	EUA	X	X	Decomposição do B/M
Billings e Morton (2001)	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	Análise de Regressão
Fama e French (2008)	EUA	X		Decomposição do B/M
Almeida e Eid Jr. (2010)	Brasil	X		Decomposição do B/M

X = sim

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 não incorporada pelo CAPM. Em contrapartida, a abordagem fundamentalista, baseada nos modelos de avaliação contábil, busca examinar a relação entre os indicadores contábeis e o valor da empresa, isto é, a capacidade das variáveis fundamentalistas das empresas fornecerem informações implícitas sobre os retornos esperados. A Figura 1 resume as principais evidências empíricas, nacionais e internacionais, acerca da relação entre variáveis fundamentalistas e retorno acionário.

A relação positiva entre o índice (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 índice 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, correspondendo a um termo omitido na relação entre o valor de mercado e os retornos esperados (BERK; 1995, 1996).

Frankel e Lee (1998) apresentaram evidências a favor de uma variável de previsão do índice B/M. Essa variável, que incorpora previsões de analistas de mercado, apresentou maior poder explicativo que o valor contábil, pelo fato de incorporar tanto informações passadas, quanto presentes. Clubb e Naffi (2007) ampliaram essa perspectiva, ao enfocarem também o papel do ROE como determinante dos retornos das ações. Eles demonstraram 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 entre o ROE esperado e a mudança esperada no índice B/M. Essa identidade deu origem ao modelo de análise fundamentalista 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 futura do B/M, como variável explicativa do retorno das ações, controla o impacto das expectativas de desempenho de longo prazo (CLUBB; NAFFI, 2007).

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 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.

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

3.2 Descrição dos Modelos

3.2.1 Modelos da Abordagem Fundamentalista

O modelo de análise fundamentalista de Clubb e Naffi (2007) é baseado em uma identidade que relaciona o índice B/M atual (t) e as expectativas futuras do índice B/M e do ROE no tempo $t+1$, considerando-se o pressuposto de que a *Clean Surplus Relation* – CSR (proposição normativa contábil que prevê que o valor contábil de uma empresa deve ser mudado apenas em função dos dividendos ou lucros) é válida para os lucros contábeis. A CSR pode ser descrita da seguinte forma:

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

Onde:

VC_t = valor contábil do Patrimônio Líquido no tempo t ;

LL_t = lucros contábeis para o período $t+1$;

D_t = dividendos pagos no tempo $t+1$.

O índice B/M no tempo $t+1$ para uma determinada empresa pode ser descrito como:

$$\frac{VC_{t+1} + D_{t+1}}{VM_{t+1} + D_{t+1}} = \frac{(1 + ROE_{t+1})VC_t}{(1 + R_t)VM_t} \quad (2)$$

Onde:

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

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

$ROE_{t+1} = \frac{LL_{t+1}}{VC_t}$ denota o retorno sobre o Patrimônio Líquido para o período $t+1$;

R_t = retorno da ação no período t .

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

$$\ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{VC_t}{VM_t}\right) - \ln\left(\frac{VC_{t+1} + D_{t+1}}{VM_{t+1} + D_{t+1}}\right) + \ln(1 + ROE_{t+1}) \quad (3)$$

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

$$E_t[\ln(1 + R_t)] = \ln\frac{VC_t}{VM_t} - E_t\left[\ln\left(\frac{VC_{t+1} + D_{t+1}}{VM_{t+1} + D_{t+1}}\right)\right] + E_t[\ln(1 + ROE_{t+1})] \quad (4)$$

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

$$\ln(1 + R_t) = \ln\frac{VC_t}{VM_t} - E_t\ln\left[\ln\left(\frac{VC_{t+1} + D_{t+1}}{VM_{t+1} + D_{t+1}}\right)\right] + E_t[\ln(1 + ROE_{t+1})] + v_t \quad (5)$$

Onde:

v_t = termo de perturbação de média zero.

A Equação 5 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):

$$RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t - \alpha_2 FBM_{t+1} + \alpha_3 FROE_{t+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde:

BM_t : índice *book-to-market* atual;

FBM_{t+1} : expectativa futura do índice *book-to-market*;

$FROE_{t+1}$: expectativa futura do ROE.

$$RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_{t+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde:

FRM_t : variável de previsão agregada $FRM \equiv BM_t - FBM_{t+1} + FROE_{t+1}$.

A Equação 6 é um modelo multivariado e a Equação 7 representa um modelo univariado agregado, onde, por definição, a variável explicativa $FRM \equiv BM_t - FBM_{t+1} + FROE_{t+1}$. De acordo com Clubb e Naffi (2007), 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 6 e $0 < \alpha_1 < 1$ para a Equação 7. Embora as premissas dos modelos impliquem que o poder explicativo do retorno das ações para as equações 1 e 2 seja idêntico, acredita-se que possíveis desvios na mensuração das variáveis previstas (FBM_{t+1} e $FROE_{t+1}$) possam resultar em uma diferença no poder explicativo dos dois modelos (CLUBB; NAFFI, 2007).

3.2.2 Modelos com Fatores de Risco e Modelos Conjuntos

Com o objetivo de comparar a capacidade explicativa das variáveis fundamentalistas, apresentadas na seção anterior, com fatores de risco sugeridos na literatura, também foram estimados modelos de regressão formados pelas seguintes variáveis: beta (β_t), tamanho (valor de mercado) das empresas (TAM_t), índice B/M (BM_t), momento (MOM_t) e liquidez (LIQ_t). A Figura 2 apresenta um resumo dos principais modelos de regressão estimados neste estudo.

Figura 2 – Resumo dos Modelos de Regressão Estimados no Estudo

<p>Modelos da Abordagem Fundamentalista</p> <p>Modelo 1: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t - \alpha_2 FBM_{t+1} + \alpha_3 FROE_{t+1} + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 2: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_{t+1} + \varepsilon_t$</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: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t - \alpha_2 TAM_t + \alpha_3 BM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 5: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t - \alpha_2 TAM_t + \alpha_3 BM_t + \alpha_4 MOM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 6: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_t - \alpha_2 TAM_t + \alpha_3 BM_t + \alpha_4 MOM_t - \alpha_5 LIQ_t + \varepsilon_t$</p>
<p>Modelos de Regressão Conjuntos</p> <p>Modelo 7: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t - \alpha_2 FBM_{t+1} + \alpha_3 FROE_{t+1} + \alpha_4 \beta_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 8: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t - \alpha_2 FBM_{t+1} + \alpha_3 FROE_{t+1} + \alpha_4 \beta_t - \alpha_5 TAM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 9: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t - \alpha_2 FBM_{t+1} + \alpha_3 FROE_{t+1} + \alpha_4 \beta_t - \alpha_5 TAM_t + \alpha_6 MOM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 10: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 BM_t - \alpha_2 FBM_{t+1} + \alpha_3 FROE_{t+1} + \alpha_4 \beta_t - \alpha_5 TAM_t + \alpha_6 MOM_t - \alpha_7 LIQ_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 11: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_{t+1} + \alpha_2 \beta_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 12: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_{t+1} + \alpha_2 \beta_t - \alpha_3 TAM_t + \alpha_4 BM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 13: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_{t+1} + \alpha_2 \beta_t - \alpha_3 TAM_t + \alpha_4 BM_t + \alpha_5 MOM_t + \varepsilon_t$</p> <p>Modelo 14: $RET_T = \alpha_0 + \alpha_1 FRM_{t+1} + \alpha_2 \beta_t - \alpha_3 TAM_t + \alpha_4 BM_t + \alpha_5 MOM_t - \alpha_6 LIQ_t + \varepsilon_t$</p>

Fonte: Adaptado de Clubb e Naffi (2007).

Conforme apresentado na Figura 2, foram estimados dois modelos de regressão baseados na perspectiva fundamentalista (modelos 1 e 2) e quatro modelos de regressão baseados na abordagem de fatores de risco (modelos 3, 4, 5 e 6). 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. Além disso, 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 as *proxies* dos 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.

3.3 Técnicas de Análise de Dados

Todos os modelos listados na Figura 2 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 (BALTAGI; 2005). Na presente pesquisa, a unidade básica de estudo é formada por empresas com ações listadas na BM&FBOVESPA, observadas em diferentes instantes do tempo.

Para cada modelo especificado na Figura 2, foram calculados o teste “*t*” de *Student*, a fim 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 (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.

3.4 Descrição das Variáveis

A Figura 3 apresenta o resumo dos procedimentos utilizados para calcular as variáveis analisadas no presente estudo.

Figura 3 – Resumo das Variáveis Analisadas no Estudo

Equação	Descrição	
$R_t = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)$	P_{it} = Cotação nominal de fechamento da ação <i>i</i> no ano <i>t</i> (ajustada aos proventos);	P_{it-1} = Cotação nominal de fechamento da ação <i>i</i> no ano <i>t</i> - 1 (ajustada aos proventos).
$BM_t = \frac{VC_{t-1}}{VM_{t-1}}$	VC_{t-1} = valor contábil do Patrimônio Líquido em 31 de dezembro do ano <i>t</i> - 1;	VM_{t-1} = valor de mercado do Patrimônio Líquido em 31 de dezembro do ano <i>t</i> - 1.
$ROE_t = \frac{LL_{t-1}}{VC_{t-1}}$	LL_{t-1} = lucro líquido da empresa em 31 de dezembro do ano <i>t</i> - 1;	VC_{t-1} = valor contábil do Patrimônio Líquido em 31 de dezembro do ano <i>t</i> - 1.
$FBM_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 BM_t$	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.
$FROE_{t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 ROE_t$	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.
β_t	Foi calculado tomando como base os 60 meses imediatamente anteriores ao início do ano <i>t</i> , em julho.	
$TAM_t = \ln VM_t$	VM_t = valor de mercado do Patrimônio Líquido em 30 de junho do ano <i>t</i> .	
MOM _{<i>t</i>}	Foi calculado pelo somatório do retorno dos doze meses imediatamente anteriores ao início do ano <i>t</i> , em julho.	
Quantidade de negócios	Quantidade de negócios realizados anualmente com a ação.	
Volume negociado	Volume, em reais, negociado anualmente para a ação.	
Índice de negociabilidade	$Negociabilidade = 100 \times \frac{P}{P} \times \sqrt{\frac{R}{N} \times \frac{V}{V}}$	

Os modelos descritos na seção 3.2 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.

4 ANÁLISE DOS DADOS

4.1 Estatísticas Descritivas

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis estudadas. A maioria das variáveis estudadas apresentou todas as observações anuais válidas (1110 observações). 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. As variáveis beta e momento apresentaram níveis de variabilidade pequenos. Em contrapartida, as variáveis tamanho e liquidez apresentaram alta variabilidade. Ressalta-se que foram utilizadas três *proxies* para a mensuração da liquidez (quantidade de negócios, volume negociado e índice de negociabilidade), uma vez que se trata de uma variável que não é diretamente observável e possui diversos aspectos que não podem ser capturados em uma única medida (LIU, 2006).

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

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

Também foram investigadas as relações entre as oito variáveis explicativas do estudo, por meio de uma matriz de correlação (Tabela 2). 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), correspondendo a 0,812, 0,320 e 0,451, respectivamente. 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. Todos os resultados foram estatisticamente significantes a 1%.

4.2 Estimação das Variáveis de Previsão

As expectativas futuras 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 8 apresenta o modelo de previsão do índice B/M e a Equação 9 apresenta o modelo de previsão do ROE, ambos com uma defasagem.

$$FBM_{t+1} = 0,549 + 0,511BM_t \quad (8)$$

$$FROE_{t+1} = 0,261 + 0,420ROE_t \quad (9)$$

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

4.3.1 Modelos da Abordagem Fundamentalista

A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões dos modelos da Abordagem Fundamentalista.

Tabela 3 – Resultados das Regressões dos Modelos da Abordagem Fundamentalista

	Constante	BM	FBM	FROE	FRM
(1)	0,18126*	0,02381*	-0,02509	0,00007	
(2)	0,17149*				0,01904*
	R ² Ajust.	Teste F	Wald	LM	Hausman
(1)	0,0197	5,75	738,24	0,277	1,64
(2)	0,096	139,78	734,71	0,0990	0,05

* Significante a 1%

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 expectativas futuras do B/M e do ROE. O coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,0197. No trabalho de Clubb e Naffi (2007), que utilizou dados do Reino Unido, no período de 1991 a 2000, o R^2 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 3.2.1. 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 significante a 5%.

O modelo 2, univariado, é formado pela variável de previsão agregada proposta por Clubb e Naffi (2007): $FRM \equiv BM_t - FBM_{t+1} + FROE_{t+1}$. O coeficiente de determinação (R^2) 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+1} e $FROE_{t+1}$) 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 adéqua 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.

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 *proxies* para fatores de risco sugeridos na literatura, esta seção discute os resultados das regressões dos modelos da abordagem de fatores de risco, os quais estão apresentados na Tabela 4. De maneira geral, os resultados apresentados na Tabela 4 confirmam a importância de algumas variáveis da abordagem de fatores de risco analisadas e a existência de determinadas anomalias no mercado de capitais brasileiro.

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 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.

Tabela 4 – Resultados das Regressões dos Modelos da Abordagem de Fatores de Risco

	Constante	Beta	Tamanho	BM	Momento	Liquidez
(3)	0,36140*	-0,27048*				
(4)	0,75736*	-0,28791*	-0,03004***	0,02159*		
(5)	0,68149*	-0,32344*	-0,02056	0,01901*	-0,14771*	
(6.1)	0,58606**	-0,31075*	-0,01371	0,02201*	-0,14174*	-0,21499 ¹
(6.2)	0,57792**	-0,30111*	0,00345	0,01920*	-0,15255*	-0,02838 ²
(6.3)	0,60210**	-0,30049*	0,00847	0,01936*	-0,14665*	-0,30331 ³
	R ² Ajust.	Teste F	Wald	LM	Hausman	
(3)	0,0176	14,95	462,67	0,15	8,02	
(4)	0,0443	15,69	533,12	1,46	14,14	
(5)	0,0652	11,36	560,16	179,79	73,61	
(6.1)	0,0685	10,47	556,24	172,66	64,58	
(6.2)	0,0683	11,70	536,15	173,23	81,68	
(6.3)	0,0686	12,52	545,37	179,10	78,89	

* 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.

No presente trabalho, utilizou-se o coeficiente beta disponível na base de dados da Econômica, calculado utilizando-se 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.

Com relação ao índice B/M, identificou-se, em todos os modelos, a relação positiva previamente esperada, apresentando-se, portanto, como uma variável importante na explicação dos retornos das ações brasileiras. Esse achado 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).

Quanto à variável tamanho, observa-se que ela apresentou pouca significância estatística no modelo 4 e passou a ser insignificante após a inserção da variável 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 Machado e Medeiros (2011).

A variável momento apresentou um coeficiente negativo e significativo a 1%, contrariando a suposição proposta na literatura de que existe uma relação positiva entre a variável momento e o retorno esperado das ações. 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 mesmo período (“*Los*”) geram retornos significativamente positivos, ao longo dos meses seguintes. Dessa forma, os resultados do presente trabalho apontam que o efeito momento, no mercado brasileiro, parece ser favorável às ações de crescimento, o que vai de encontro aos achados de Jegadeesh e Titman (1993, 2001) e Carhart (1997), no mercado norte-americano.

Por fim, evidenciou-se 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 Machado e Medeiros (2012), no mercado brasileiro, e de Amihud e Mendelson (1986), Liu (2006) e Keene e Peterson (2007), nos Estados Unidos. Além disso, o poder explicativo dos referidos modelos foi praticamente o mesmo, confirmando os indícios levantados na seção 4.1, de que as três medidas podem estar captando 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. Os resultados estão apresentados na Tabela 5.

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 (R^2) 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 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 3, que indicam a contribuição dessa variável para a explicação dos retornos das ações brasileiras. Por fim, destaca-se que 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 questões de espaço, os resultados dessas estimações não foram apresentados no presente artigo, mas podem ser informados mediante solicitação aos autores.

Em suma, os resultados obtidos mostram que os modelos conjuntos (Tabela 5) 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, quanto 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. 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. 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 expectativas futuras do B/M e do ROE foram combinadas com o índice B/M em nível, formando uma variável de previsão agregada. Constatou-se que essa variável foi estatisticamente significativa, tanto no modelo univariado proposto por Clubb e Naffi (2007), quanto 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 do trabalho, 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 classes de modelos. Os resultados mostraram que o índice B/M foi positivo e estatisticamente significativo, tanto nos modelos da abordagem fundamentalista, quanto nos modelos com fatores de risco. Além disso, quando inserido nos modelos conjuntos, verificou-se a sua contribuição como componente da variável de previsão agregada, 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.

Em resumo, os resultados obtidos neste 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 somatório do índice B/M atual e das 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.

Tabela 5 – Resultados das Regressões dos Modelos Conjuntos

	Constante	B/M	FBM	FROE	FRM	Beta	Tamanho	Momento	Liquidez	R ²	Teste F	Wald	LM	Hausman
(7)	0,3389*	0,2418*	-0,0007	0,0018		-0,2870*				0,0410	6,86	485,82	1,340	8,69
(8)	0,7631*	0,0223*	-0,0022	0,0031		-0,2882*	-0,3040***			0,0443	10,63	534,80	1,638	14,70
(9)	0,6506**	0,0153**	0,0127	0,0021		-0,3240*	-0,0191	-0,1556*		0,0661	8,44	558,71	150,07	80,82
(10.1)	0,5437*	0,0175**	0,0158	0,0015		-0,3116*	-0,0116	-0,1518*	-0,0215 ¹	0,0700	8,58	555,20	149,41	70,36
(10.2)	0,5393***	0,0152**	0,0132	-0,0033		-0,3007	0,0063	-0,1612	-0,0296 ²	0,0694	8,69	533,89	146,27	95,46
(10.3)	0,5631**	0,0155**	0,0131	-0,0049		-0,2997	0,0125	-0,1551*	-0,0321 ³	0,0516	9,47	541,00	149,51	89,50
(11)	0,4342*	0,0287**			0,0866*	-0,3166*				0,1030	22,46	9,34e+31	0,651	62,88
(12)	-0,2271	0,0545**			0,1024*	-0,3339*	0,0494***			0,1081	18,59	2,20e+29	1,45	43,39
(13)	0,1675	0,0327**			0,0928*	-0,3410*	0,0455	-0,0812		0,1119	15,63	23818,3	30023	74,51
(14.1)	-0,1710	0,0325**			0,0930*	-0,3460*	0,0453	-0,8148	3,31e-08 ¹	0,1121	14,45	75746,53	28,26	62,01
(14.2)	-0,4565	0,0370**			0,0878*	-0,2824*	0,1052*	-0,0970***	-0,06975 ^{2*}	0,1302	13,43	5382,91	29,01	86,97
(14.3)	-0,3142	0,0345**			0,0899*	-0,2918*	0,0931**	-0,0824	-0,0490 ^{3**}	0,1208	12,63	4577,13	29730	73,64

* 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.

Portanto, as evidências aqui apresentadas podem contribuir para o 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 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.

REFERÊNCIAS

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

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.

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.

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.

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>.

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>.

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

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.

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.

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.

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

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.

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.

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

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.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: evidências empíricas no mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v.9, n.3, p. 383-412, 2011.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Existe o Efeito Liquidez no Mercado Acionário Brasileiro?.**Brazilian Business Review**, v.9, n.4, 2012.

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

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.

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

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

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

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>.