



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Ribeiro de Almeida, Juliano; Eid Jr., William
Estimando o Retorno das Ações com Decomposição do Índice Book-to-Market: Evidências na
Bovespa
Revista Brasileira de Finanças, vol. 8, núm. 4, 2010, pp. 417-441
Sociedade Brasileira de Finanças
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305824900002>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Estimando o Retorno das Ações com Decomposição do Índice Book-to-Market: Evidências na Bovespa

Juliano Ribeiro de Almeida*

William Eid Jr.**

Resumo

A relação *book-to-market* (BM) difere entre empresas devido a diferentes expectativas em termos de fluxos de caixa e retornos esperados das ações. A hipótese central é que a evolução do BM, 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. Este artigo utilizou a base de dados da Economática para extrair uma amostra de ações de empresas não financeiras de capital aberto listadas na BOVESPA e testar essa hipótese. As regressões realizadas foram estimadas mensalmente durante o período de julho de 1996 a junho de 2008. Tanto para as *large and mid caps* quanto para as *small caps*, os resultados encontrados não favorecem essa hipótese e mostram que somente o BM mais recente é relevante para se prever os retornos dos ativos. Além disso, emissões e recompras de ações também estão relacionadas a fluxos de caixa futuros e se espera que possam melhorar as estimativas de retornos esperados. No entanto, os resultados encontrados não trazem evidências que favorecem essa afirmação.

Palavras-chave: CAPM; *book-to-market*; risco; retorno; precificação.

Códigos JEL: G12; G14.

Abstract

The book-to-market (BM) ratio differs across stocks because to differences in expected cashflows and expected returns. The central hypothesis is that the evolution of BM, in terms of past changes in price and book equity, contains information about future cashflows that can be used to improve estimates of expected returns. This article used a database of Economática to extract a sample of non-financial companies shares listed on BOVESPA and test this hypothesis. The estimated regressions were performed monthly during the period July 1996 to June 2008. Both for large and mid caps as for small caps, the results do not favor this hypothesis and show that only the most recent BM is important to predict the assets returns. Furthermore, stock issues and repurchases are also related to future cashflows and it is expected to improve estimates of expected returns. However, the results provide no evidence favoring that.

Keywords: CAPM; Book-to-market; risk; returns; pricing.

Submetido em fevereiro de 2010. Aceito em julho de 2010. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Newton Costa Jr.

*FGV/EAESP, São Paulo, Brasil. E-mail: juliano.almeida@fgv.br

**FGV/EAESP, São Paulo, Brasil. E-mail: william.eid@fgv.br

1. Introdução

Uma das estratégias de valor referenciada no mundo acadêmico como sendo capaz de produzir resultados elevados é a que usa o efeito *book-to-market* (BM). O índice BM é calculado dividindo-se o valor contábil do patrimônio líquido da empresa pelo valor de mercado (número de ações multiplicado pelo preço de mercado dessas ações) da empresa.

De uma forma geral, o índice BM é um indicador financeiro que mede o afastamento da avaliação dos ativos de uma empresa feita pela contabilidade e aquela feita pelo mercado. Essa diferença entre o valor contábil da empresa e o valor de mercado decorre, principalmente, dos critérios adotados de mensuração de valor (ou seja, enquanto o primeiro está condicionado, entre outros fatores, a critérios objetivos de avaliação, o outro é baseado em expectativas de fluxos de caixa futuros da empresa). A análise da direção e tamanho desse afastamento pode evidenciar oportunidades de investimento ou problemas de gestão.

Por essa razão, o índice BM é utilizado na seleção de ações por investidores que utilizam estratégias baseadas em valor. O investimento em valor (*value investing*) concentra-se na aquisição de ações quando o seu preço é baixo em relação a uma referência, que pode ser uma variável contábil, como por exemplo, os lucros, o fluxo de caixa, as vendas ou os dividendos. Esse tipo de investimento assume que, enquanto o “verdadeiro” valor das ações é mensurável e estável, o preço de mercado dessas ações flutua excessivamente em resultado da sobre-reação ou sub-reação e da especulação de curto prazo, entre outros fatores.

Neste artigo, a hipótese central é se a evolução do BM, em termos de mudanças passadas no valor de mercado e no valor patrimonial das ações, contém informação sobre os fluxos de caixa futuros que pode ser utilizada para melhorar as estimativas de retornos esperados. Este artigo segue a metodologia proposta por Fama e French (2008), no qual se encontrou evidências que favorece essa hipótese para as ações ABM (*All but Micro Stocks*, isto é, todas as ações da NYSE, Amex e Nasdaq que estão acima do 20^o percentil de capitalização de mercado) durante o período de 1927–1963. Para as micro ações (“*Micro Stocks*”, isto é, ações com capitalização de mercado abaixo do 20^o percentil), as evidências encontradas pelos autores favorece essa hipótese para o período 1927–1963 e também para o período 1963–2005.

A decomposição do BM em seus componentes ajuda a ilustrar a hipótese central do artigo indicada acima. Considerando que o logaritmo natural do índice BM no instante t , BM_t , é igual ao logaritmo natural desse índice no instante $t - k$, somado a variação do logaritmo natural do valor patrimonial da ação no instante $t - k$ até o instante t , $dB_{t-k,t}$, menos a variação do logaritmo natural do valor de mercado da ação, $dM_{t-k,t}$, também do instante $t - k$ até o instante t , conforme equação 1 abaixo.

$$BM_t = BM_{t-k} + dB_{t-k,t} - dM_{t-k,t} \quad (1)$$

Supondo que, no momento $t - k$, todas as empresas tenham o mesmo logaritmo natural da relação BM (BM_{t-k}), e que no momento t as informações relativas ao desempenho das empresas são divulgadas. Podemos supor que algumas empresas divulguem resultados ruins de seus projetos em curso, o que pode tornar a $dB_{t-k,t}$ negativa. Assumindo que os maus resultados divulgados contêm suficiente informação sobre os resultados futuros da empresa, a resposta do mercado relativo a esses maus resultados leva a uma queda no $dM_{t-k,t}$ proporcionalmente maior do que aquela verifica em $dB_{t-k,t}$. Ou seja, $dM_{t-k,t} > dB_{t-k,t}$, o que resulta num aumento do BM_t . Por outro lado, as empresas que divulgam bons resultados sobre o desempenho de seus projetos em andamento levam a um efeito oposto no BM_t : nesse caso $dB_{t-k,t}$ é positivo e $dM_{t-k,t}$ é mais positivo ainda, o que resulta numa diminuição do BM_t .

De acordo com essa interpretação, empresas com baixo BM_t são aquelas que obtêm rendimentos mais elevados do que empresas com alto BM_t , o que é essencialmente a interpretação de Lakonishok et alii (1994) e Fama e French (1992, 1995). No entanto, convém ressaltar essa interpretação ignora a possibilidade de que os preços de mercado das ações podem variar por razões diversas (por exemplo, uma empresa que receba boas notícias sobre a viabilidade econômica e financeira de futuros projetos de investimento, esta informação não irá afetar o seu valor contábil, mas o seu valor no mercado certamente irá aumentar em resposta às boas notícias, diminuindo assim o seu BM_t).

Em resumo, ao se utilizar somente o BM_t com o objetivo de se projetar retornos futuros pode-se encobrir informações independentes de seus componentes relativas a fluxos de caixa e retornos esperados. Essa é razão pela qual esperamos que, ao se substituir o BM_t por seus três componentes, conforme indicado na equação 1, podemos melhorar as estimativas de retornos esperados. Além disso, pretende-se analisar se mudanças mais antigas no valor patrimonial e no valor de mercado contêm menos informação sobre fluxos de caixa e retornos esperados do que mudanças mais recentes (essa análise será realizada com base nas inclinações médias dos componentes de BM_t nas regressões utilizando diferentes níveis de defasagem k). Dessa forma, se informações mais antigas são menos relevantes, então as inclinações médias dos componentes de BM_t deverão diminuir quando o nível de defasagem k nas variáveis relativas a mudança no valor patrimonial e no valor de mercado aumentar.

Além disso, em consonância com a metodologia proposta por Fama e French (2008), este estudo também leva em consideração o efeito das emissões líquidas de ações (emissões menos recompras). Empresas que emitem ações tendem a ter elevados níveis (passados e futuros) de investimentos em relação ao lucro, enquanto o oposto é verdadeiro para empresas que recompram ações, conforme Fama e French (2005). Dessa forma, espera-se que ao utilizar as emissões líquidas de ações consiga isolar informações sobre fluxos de caixa futuros com o objetivo de se melhorar as estimativas de retornos esperados. Para separar os efeitos das emissões líquidas dos efeitos das variações no valor de mercado e no valor patrimonial por ação,

incluímos no modelo de regressão as emissões líquidas como uma variável explicativa separada para se estimar os retornos das ações.

Este artigo foi estruturado de acordo com a seguinte forma: após essa breve introdução, o item 2 abordará a revisão bibliográfica, o item 3 descreverá a metodologia utilizada, assim como tratará da base de dados, o item 4 focará na análise dos resultados encontrados, o item 5 apresentará as conclusões verificadas, as limitações deste estudo, bem como propostas para futuras linhas de pesquisa que possam aprimorar o conhecimento do tema aqui abordado. E por fim, as referências bibliográficas encontram-se contidas no item 6.

2. Referencial Teórico

Os estudos de Sharpe (1964), Lintner (1965b,a), Mossin (1966) e Black (1972) há bastante tempo moldaram a forma como acadêmicos e profissionais de investimentos pensam sobre retornos médios e risco. Foi com base no trabalho de Markowitz (1952) que desenvolveram um modelo de precificação de ativos denominado de *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), no qual o preço de um ativo é determinado pelo retorno da taxa livre de riscos e pelo prêmio de mercado multiplicado pelo beta, o qual mede a sensibilidade de determinado ativo em relação à carteira de mercado. Ou seja, o CAPM é um modelo de um único fator: apenas o beta explicaria a diferença de retorno exigido entre os ativos, segundo uma relação linear.

Apesar de ser um modelo simples e de fácil assimilação, muito utilizado pelo mercado no cálculo do custo de capital e na avaliação de desempenho de fundos de investimento, ao longo dos anos diversos testes empíricos evidenciaram as deficiências do CAPM, principalmente no que diz respeito ao fato de que boa parte da variação nos retornos esperados dos ativos não está relacionada ao beta de mercado desses ativos, conforme Fama e French (2004).

Com isso, vários autores passaram a sugerir outros fatores que pudessem melhorar o poder explicativo dos retornos dos ativos. Um desses fatores é o índice *book-to-market* (BM), que é calculado dividindo-se o valor contábil do patrimônio líquido de uma empresa pelo valor de mercado (número de ações emitidas multiplicado pelo preço de mercado dessas ações) dessa empresa.

Segundo vários estudos (Rosenberg et alii, 1985, Fama e French, 1992, Lakonishok et alii, 1994), uma carteira composta por ações de empresas que apresentam elevados BM tem um desempenho superior, em termos de retornos das ações, quer em relação à uma carteira composta por ações de empresas com reduzidos BM quer em relação ao mercado.

Nesse sentido, Fama e French (1992) demonstraram haver uma relação positiva entre a rentabilidade das ações norte-americanas e o índice BM durante o período de 1963 e 1990. Os autores afirmaram que o BM é uma variável que captura o risco financeiro da empresa e, nesse sentido, as rentabilidades superiores das ações de empresas que apresentam elevados BM são uma compensação justa pelo risco assumido. Por outro lado, Lakonishok et alii (1994) argumentam

que a diferença entre a rentabilidade das ações de elevado e de reduzido BM se deve a um comportamento não ótimo do investidor típico (as empresas de elevado BM seriam desprezadas pelos investidores, uma vez que as baixas rentabilidades passadas conduziriam à formação de expectativas negativas sobre desempenhos futuros).

Baseados no índice BM e mais outros dois fatores (o risco de mercado, já capturado pelo modelo CAPM, e o risco do tamanho da empresa), Fama e French (1993) formularam um modelo de precificação de ativos de três fatores, que segundo os autores, explicaria significativamente a variação do retorno dos ativos. Ou seja, para estes pesquisadores, o beta do modelo CAPM, por si só, não é suficiente para explicar o retorno dos ativos e que os outros dois fatores de risco seriam variáveis substitutas (*proxies*) para o risco da empresa não presente no modelo CAPM original.

Após a publicação desse estudo, Málaga e Securato (2004), Lucena e Pinto (2005) e Chague e Bueno (2007) estudaram a validade do modelo de três fatores no mercado acionário brasileiro. Esses estudos corroboraram a validade do modelo de três fatores de Fama e French (1993) e sua superioridade em relação ao CAPM, ou seja, as características da empresa, tamanho e índice BM parecem explicar grande parte dos retornos dos ativos no mercado brasileiro.

Além desses estudos, Rogers e Securato (2009) testaram e compararam três modelos alternativos para predição de retornos esperados no mercado de capitais brasileiro, sendo eles: i) a versão Sharpe-Litner-Mossin do CAPM; ii) o modelo de três fatores de Fama e French; e iii) o *Reward Beta Model*, apresentado por Bornholt (2007). Segundo os autores, os resultados encontrados tendem a apoiar o modelo de três fatores de Fama e French para explicar retornos futuros, entretanto o fator que capta o efeito *book-to-market* não se mostrou significativo. Ainda de acordo com a pesquisa, os autores indicam para predição de retornos esperados no mercado de capitais brasileiro um modelo de dois fatores, sendo um que capta o excesso de retorno do mercado e outro que capta o efeito tamanho da empresa.

Já Chen e Zhang (2010), em estudo bastante recente, propuseram um novo modelo de três fatores, sendo i) o fator de mercado; ii) a diferença entre o retorno de um portfólio formado com ações de baixo investimento e o retorno de um portfólio formado com ações de alto investimento (*low-minus-high investment factor*); e iii) a diferença entre o retorno de um portfólio formado com ações de alto retorno (ROA) sobre ativos e o retorno de um portfólio formado com ações de baixo retorno sobre ativos (*high-minus-low ROA factor*). De acordo com os autores, o modelo proposto supera outros modelos de precificação de ativos tradicionais na descrição de diversas anomalias, incluindo emissões líquidas de ações e surpresas na divulgação de resultados. Além disso, o modelo também apresenta bons resultados, assim como o modelo de Fama-French, na explicação dos retornos médios de carteiras formadas com base no índice BM.

Por outro lado, Jegadeesh e Titman (1993) observaram a existência de um padrão de continuidade dos retornos das ações no mercado norte-americano, o que

ficou conhecido como o efeito momento (ações que tiveram um bom desempenho no passado tendem a repeti-lo no futuro e vice-versa). Uma vez identificado esse fator de risco momento, Carhart (1997), em estudo sobre a análise da persistência do desempenho de fundos mútuos de investimento, adicionou esse novo fator ao modelo de três fatores de Fama e French (1993), desenvolvendo um modelo de quatro fatores, encontrando evidências empíricas para afirmar que o modelo de quatro fatores é superior em relação ao modelo de três fatores na explicação dos retornos dos ativos. No mercado acionário brasileiro, Mussa et alii (2007) testaram o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e encontraram evidências da superioridade desse modelo em relação aos modelos CAPM e de três fatores.

Para assimilar a dispersão *cross-section* do BM devido aos fluxos de caixa esperados, Fama e French (2006) desenvolveram estimativas de fluxos de caixa e as utilizaram juntamente com BM para explicar a regressão *cross-section* dos retornos esperados, com limitado sucesso. Neste artigo, assim como em Fama e French (2008), a hipótese central é se a evolução do BM, em termos de variações passadas no valor de mercado e no valor patrimonial das ações, contém informação sobre os fluxos de caixa futuros que pode ser utilizada para melhorar as estimativas de retornos esperados.

Os testes realizados neste artigo e em Fama e French (2008) sobre a informação contida nos componentes do BM são similares aos realizados por Daniel e Titman (2006). De acordo as conclusões do estudo de Daniel e Titman (2006), baseado em uma amostra de ações similares a amostra ABM de Fama e French (2008) durante o período de 1968 a 2003, as alterações no BM devidas à variações passadas no valor patrimonial da ação (informação tangível) não são suficientes para prever retornos futuros, mas alterações passadas no preço de mercado não relacionadas com alterações no valor patrimonial (informação intangível) possuem poder marginal de previsão de retornos futuros.

Lauretti et alii (2009) reproduziram o estudo de Daniel e Titman (2006) no mercado brasileiro e concluíram que o relacionamento do índice BM e retornos passados no mercado de ações brasileiro tem o mesmo comportamento daquele que foi observado no mercado norte-americano. Ou seja, também não se encontrou evidências da relação entre variações passadas no valor patrimonial das ações e retornos futuros, mas evidências de que os retornos futuros estão relacionados com a realização de informações intangíveis (o componente do retorno que não pode ser explicado pelas informações tangíveis sobre o desempenho passado).

De acordo com Fama e French (2008), a informação contida ao se decompor o índice BM atual, BM_t , em seus três componentes ajuda a prever retornos esperados. Segundo os autores, para o período de 1927–1963, os testes com as ações ABM indicaram que ao se utilizar conjuntamente os componentes do BM_t para se prever retornos fornece melhores estimativas de retornos esperados do que aquelas obtidas somente com o BM_t . No entanto, essa conclusão não é válida para o período de 1963–2005. Em contraste com as ações ABM, para as micro ações as evidências indicam que ao se desmembrar o BM_t fornece informações

independentes sobre fluxos de caixa futuros que melhora as estimativas de retornos esperados tanto para o período 1927–1963 quanto para o período 1963–2005.

Com relação às emissões líquidas de ações, pode-se destacar que há estudos que apresentam retornos anormais negativos após emissões de ações (Loughran e Ritter, 1995, Mitchell e Stafford, 2000) e retornos anormais positivos após recompras de ações, conforme Ikenberry et alii (1995). O estudo de Fama e French (2008) mostra que para o período de 1963 a 2006, em linha com estudos anteriores, há uma forte relação negativa (estatística t próxima a -5 , 0) entre as emissões líquidas de ações e retornos médios (ou seja, nesse período as emissões líquidas de ações ajudam a melhorar as estimativas de retornos esperados). No entanto, para o período de 1927 a 1963, os resultados encontrados indicam que as emissões líquidas de ações não ajudam a prever retornos, tal como em Pontiff e Woodgate (2008).

3. Metodologia

Nesta seção é apresentado o detalhamento da metodologia utilizada neste estudo e a forma como se dá o relacionamento entre fluxos de caixa e retornos esperados via índice BM. Assim, esta seção inicia-se explicando a motivação para que neste estudo se utilize o índice BM como uma *proxy* para retornos esperados. Em seguida, trata dos critérios de escolha da amostra de ações utilizada nos cálculos e da descrição das regressões realizadas. Por fim, são apresentadas as estatísticas descritivas de cada uma das variáveis utilizadas neste estudo.

3.1 Relacionamento entre fluxos de caixa e retornos esperados via índice BM

Quando um investidor qualquer compra determinada ação, ele geralmente espera receber dois tipos de fluxos de caixa: um relativo aos dividendos durante o período pelo qual ele mantiver a ação e outro relativo ao preço de venda ação no final do período de investimento. Uma vez que o preço é determinado pelos dividendos futuros esperados, o valor de mercado de uma ação corresponde ao valor presente do fluxo futuro de dividendos esperados, ou seja,

$$M_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E(D_{t+\tau}) / (1+r)^\tau \quad (2)$$

Nessa equação M_t é o preço de mercado no momento t , $E(D_{t+\tau})$ é o dividendo esperado para o instante $\tau + t$, e r é a taxa interna de retorno sobre os dividendos esperados. Pode-se afirmar que o dividendo no tempo t , D_t , é lucro contábil por ação, Y_t , menos a variação do patrimônio líquido por ação (lucros retidos), $dB_{t-1,t} = B_t - B_{t-1}$. Além disso, dividindo-se ambos os termos da equação pelo valor do patrimônio líquido no momento t , B_t , a equação (2) acima pode ser reescrita por:

$$\frac{M_t}{B_t} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} E(Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau-1,t+\tau}) / (1+r)^\tau}{B_t} \quad (3)$$

De acordo com a equação (3), controlando pelo fluxo de dividendos esperados (lucros menos variações no patrimônio líquido), um maior índice BM, BM_t , implica em um maior retorno esperado da ação, r . Essa é a motivação para que neste estudo se utilize o índice BM como uma *proxy* para retornos esperados. Adicionalmente, entende-se ao se utilizar somente o BM_t com o objetivo de se projetar retornos futuros pode-se encobrir informações independentes de seus componentes relativas a fluxos de caixa e retornos esperados. Essa é razão pela qual esperamos que, ao se substituir o BM_t por seus três componentes, conforme indicado na equação 1, podemos melhorar as estimativas de retornos esperados.

3.2 Amostra

Inicialmente a amostra das ações analisadas foi composta por todas as ações listadas na BOVESPA entre junho de 1995 a junho de 2008. Utilizou-se esse período de tempo devido a maior estabilidade da economia brasileira após o Plano Real. Entende-se que dados anteriores a esse período podem conter distorções que afetariam as conclusões deste trabalho.

Os dados utilizados nesta pesquisa foram extraídos do banco de dados da empresa de consultoria Economática. Todos os preços referem-se a preços de fechamento, em valores nominais ajustados para bonificações e dividendos. Optamos pelo uso de dados nominais já que, em que pese utilizarmos valores em momentos diferentes no tempo, eles foram comparados com quocientes calculados nos mesmos momentos, eliminado assim o problema inflacionário. Também vale ressaltar que o uso de qualquer ajuste para inflação implicaria na utilização de índices que no mais das vezes são médias de preços com elevada dispersão e que poderiam distorcer os resultados.

A partir dessa amostra inicial foram efetuadas as seguintes exclusões:

- Ações de empresas que não possuíam patrimônio líquido positivo em dezembro;
- Ações sem valor de mercado ou sem valor de patrimônio líquido;
- Ações de instituições financeiras, devido principalmente ao alto grau de endividamento, característico de empresas desse setor (a exclusão decorre da influência que o endividamento tem sobre o índice BM e do fato de que o endividamento de instituições financeiras não tem o mesmo significado do endividamento de empresas não-financeiras);
- Ações cujo índice de liquidez em bolsa fosse inferior a 0,001 (com esse corte, a amostra inclui ações com um mínimo de relevância no mercado, representando ativos com, aproximadamente, 0,1% do volume de negócios do mercado); e
- Por fim, se mais de uma classe de ação (ON ou PN) para uma mesma empresa passou pelo filtro de liquidez, foi selecionada somente a ação mais líquida.

Além disso, o presente trabalho adotou a taxa de juros referencial do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) como taxa livre de riscos.

3.3 Regressões

Como já destacado, o objetivo deste artigo é analisar se a evolução do BM, em termos de variações passadas no valor de mercado e valor patrimonial das ações, contém informação sobre os fluxos de caixa futuros que pode ser utilizada para melhorar as estimativas de retornos esperados. O teste realizado, de acordo com Fama e Macbeth (1973), se concentra nas inclinações médias das regressões *cross-section* dos retornos mensais das ações sobre cinco variáveis:

$$R_{t+n} = a_{0,t+n} + a_{1,t+n}MC_t + a_{2,t+n}BM_{t-k} + a_{3,t+n}dM_{t-k,t} \quad (4) \\ + a_{4,t+n}dB_{t-k,t} + a_{5,t+n}NS_{t-k,t} + e_{t+n}$$

na qual R_{t+n} é o retorno adicional da ação para o mês $t + n$ em relação a taxa livre de risco; MC_t é o logaritmo natural do valor de capitalização de mercado da empresa no momento t ; BM_{t-k} é o logaritmo natural da relação *book-to-market* no instante $t - k$ (com $k = 12, 36$ ou 60 meses); $dM_{t-k,t}$ é a variação do logaritmo natural do valor de mercado da ação no instante t em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás; $dB_{t-k,t}$ é a variação do logaritmo natural do valor patrimonial da ação no instante t em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás; e $NS_{t-k,t}$ é a variação do logaritmo natural da quantidade de ações emitidas, ajustada para *splits*, com relação ao mesmo período considerado para $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$. O subscrito j (para designar a ação j) que deveria aparecer na variável dependente e nas variáveis explicativas na equação (4) foi omitido apenas para simplificar a notação.

As variáveis explicativas na equação (4) são atualizadas ao final de junho de cada ano e são utilizadas nas regressões mensais de julho até junho do ano seguinte. Dessa forma, “ n ” na equação 3 vai de 1 a 12 e “ t ” varia em incrementos de 12, de junho de cada ano até junho do ano seguinte. Como os dados iniciam-se em junho de 1995, quando “ k ” for igual a 12, “ t ” inicia-se em junho de 1996 e a primeira regressão explica os retornos mensais de julho de 1996. De maneira similar, para $k = 36$ e $k = 60$, “ t ” inicia-se em junho de 1998 e junho de 2000, respectivamente.

Para assegurar que o valor patrimonial da ação, B_t , é conhecido em junho (instante t), utilizou-se o valor divulgado ao final do ano civil anterior. Tal como em Fama e French (1992), o preço das ações na variável MC_t é aquele relativo ao final de junho (instante t), mas o preço no BM_t é relativo ao final de dezembro do ano anterior e as três variáveis que indicam mudança variam de acordo com o BM_t .

Na regressão prevista na equação (4), a hipótese nula é que a decomposição do índice BM em seus componentes não é melhor, em termos de capacidade de previsão de retornos esperados, do que o BM_t isoladamente. Dito de outra forma, a hipótese nula é que a inclinação média para as variáveis BM_{t-k} , $dB_{t-k,t}$ e

$dM_{t-k,t}$ têm a mesma magnitude, com inclinação média positiva para BM_{t-k} e $dB_{t-k,t}$, e negativa para $dM_{t-k,t}$. A hipótese alternativa é que os componentes de BM_t ajudam a isolar informações sobre fluxos de caixa futuros que servem para melhorar as estimativas de retornos esperados.

Sob a hipótese alternativa, as inclinações médias dos componentes de BM_t são diferentes em magnitude por capturar diferentes combinações de informações sobre o fluxos de caixa futuros e retornos esperados. Por exemplo, se informações mais antigas são menos relevantes do que informações recentes, as inclinações médias dos componentes de BM_t devem declinar se a defasagem k , relativa a variações no preço patrimonial e no preço de mercado, aumentar, e a inclinação para BM_{t-k} , que resume as previsões mais antigas sobre fluxos de caixa e retornos esperados, deve ser mais próxima de zero do que as inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e/ou $dM_{t-k,t}$.

Se a inclinação média dos componentes do BM_t forem iguais em magnitude, positivas para o BM_{t-k} e $dB_{t-k,t}$ e negativa para $dM_{t-k,t}$, a conclusão inevitável é que as previsões de retornos dos componentes do BM_t não agregam nenhuma informação adicional do que aquela obtida a partir da utilização de somente o BM_t .

Para testar a hipótese de que as inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$, na regressão apontada na equação (4), são iguais em magnitude a inclinação de BM_{t-k} , consideramos uma regressão alternativa que substitui o índice *book-to-market* defasado, BM_{t-k} , pelo índice *book-to-market* mais recente, BM_t , conforme equação (5):

$$\begin{aligned} R_{t+n} = & a_{0,t+n} + a_{1,t+n}MC_t + a_{2,t+n}BM_t + a_{3,t+n}dM_{t-k,t} \quad (5) \\ & + a_{4,t+n}dB_{t-k,t} + a_{5,t+n}NS_{t-k,t} + e_{t+n} \end{aligned}$$

Como $BM_t = BM_{t-k} + dB_{t-k,t} - dM_{t-k,t}$, conforme destacado na equação (1) apresentada acima, então as inclinações em (5) estão diretamente ligadas às inclinações em (4). Dessa forma, a inclinação para MC_t não muda em nada ao se utilizar tanto a regressão (4) quanto a regressão (5). De forma análoga, a inclinação da variável BM_{t-k} na regressão (4) é a mesma da variável BM_t na regressão (5). No entanto, as inclinações para as variáveis $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ são diferentes em (4) e (5). A inclinação da variável $dB_{t-k,t}$ na regressão (5) é a inclinação dessa variável na regressão (4) menos a inclinação de BM_{t-k} e a inclinação da variável $dM_{t-k,t}$ em (5) é a inclinação de $dM_{t-k,t}$ em (4) mais a inclinação de BM_{t-k} . Se as inclinações médias das variáveis $dM_{t-k,t}$ e $dB_{t-k,t}$ na regressão (5) são iguais a zero, então a decomposição de BM_t , em termos de variações defasadas no preço de mercado e no preço contábil, não ajuda em nada na previsão de retornos futuros.

Todas as regressões realizadas foram estimadas mensalmente durante o período de julho de 1996 a junho de 2008, cujos resultados são apresentados nas tabelas abaixo. Em todas as regressões a variável dependente é o retorno adicional da ação j para o mês $t + n$ em relação a taxa livre de risco. Além disso, os dados

foram agrupados utilizando a metodologia de painel com base em dados de 140 empresas, em média, durante o período indicado acima.

Destaque-se que, além das regressões (4) e (5), como um ponto de partida estimou-se as inclinações médias de uma regressão que, como em Fama e French (1992), utiliza somente as variáveis MC_t e BM_t para estimar o retorno das ações, cujos resultados são apresentados na Tabela 2 a seguir.

Os resultados foram separados em dois grupos de ações: o primeiro, chamado de *large and mid caps*, representa a amostra de ações cuja capitalização de mercado é superior ao 2º quartil; e o segundo, chamado de *small caps*, representa a amostra de ações cuja capitalização de mercado é inferior ao 2º quartil. Nas regressões (4) e (5), para $k = 12$, há 62 ações na amostra *large and mid caps* e 47 ações na amostra *small caps*. Cabe destacar ainda que as ações da amostra *small caps* representavam, em média, 4% da capitalização total de mercado em junho de 2008.

3.4 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 apresenta, para cada nível de defasagem k , as estatísticas descritivas (máximo, mínimo, média, mediana, desvio padrão, assimetria e curtose) de cada uma das variáveis utilizadas neste estudo. A tabela está dividida em duas partes: na Parte A é apresentado os dados da amostra de ações *Large and Mid Caps* e na Parte B, os dados da amostra de ações *Small Caps*.

Tabela 1
Estatísticas descritivas

A tabela apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis das amostras de ações *large and mid caps* (aquelas cuja capitalização de mercado é superior ao 2^o quartil) e *small caps* (aquelas cuja capitalização de mercado é inferior ao 2^o quartil) listadas na BOVESPA. R_{t+n} é o retorno adicional da ação j para o mês $t + n$ em relação a taxa livre de risco; MC_t é o valor de capitalização de mercado da ação ao final de junho; BM_{t-k} é a relação *book-to-market* para o instante $t - k$ (com $k = 12, 36$ ou 60 meses); $dM_{t-k,t}$ é a variação no valor de mercado da ação do instante t em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás; $dB_{t-k,t}$ é a variação no valor patrimonial da ação do instante t em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás; e $NS_{t-k,t}$ é a variação na quantidade de ações emitidas, ajustada para *splits*, com relação ao mesmo período considerado para $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$. Todas as variáveis foram calculadas em *logs* (logaritmo natural). Todos os dados foram extraídos da base de dados do software Economática

Parte A: large and mid caps							
Defasagem	Estatística	R_{t+n}	MC_t	BM_{t-k}	$dB_{t-k,t}$	$dM_{t-k,t}$	$NS_{t-k,t}$
$k=12$	Média	0,006	21,707	0,258	0,088	0,240	0,069
	Mediana	0,003	21,822	0,243	0,065	0,214	0,000
	Máximo	1,149	26,223	3,006	1,924	2,303	3,421
	Mínimo	-1,166	16,776	-3,144	-1,364	-1,299	-0,077
	Desvio padrão	0,130	1,619	1,045	0,269	0,553	0,296
	Assimetria	0,027	-0,203	-0,033	0,764	0,582	7,533
	Curtose	9,098	2,870	2,868	14,544	4,366	72,796
$k=36$	Média	0,011	21,845	0,541	0,208	0,721	0,210
	Mediana	0,007	21,974	0,626	0,199	0,728	0,000
	Máximo	1,149	26,223	3,006	3,339	3,586	3,434
	Mínimo	-0,832	16,776	-2,071	-3,230	-2,485	-0,070
	Desvio padrão	0,121	1,624	0,953	0,518	0,859	0,556
	Assimetria	0,345	-0,177	-0,033	-0,804	-0,250	3,886
	Curtose	9,483	2,910	2,775	14,843	3,899	19,715
$k=60$	Média	0,015	22,047	0,739	0,302	1,210	0,307
	Mediana	0,008	22,048	0,793	0,304	1,257	0,008
	Máximo	1,061	26,223	3,006	2,033	3,583	4,381
	Mínimo	-0,429	18,066	-1,431	-3,404	-2,037	-0,084
	Desvio padrão	0,111	1,614	0,895	0,597	1,042	0,697
	Assimetria	0,771	-0,097	-0,154	-1,296	-0,303	3,224
	Curtose	8,256	2,824	2,965	10,495	3,245	14,330

Parte B: small caps							
Defasagem	Estatística	R_{t+n}	MC_t	BM_{t-k}	$dB_{t-k,t}$	$dM_{t-k,t}$	$NS_{t-k,t}$
$k=12$	Média	0,004	18,613	0,838	0,028	0,180	0,060
	Mediana	-0,012	18,592	0,929	0,044	0,143	0,000
	Máximo	2,216	22,046	3,623	3,405	2,430	6,355
	Mínimo	-0,796	15,270	-3,867	-2,872	-1,432	-0,203
	Desvio padrão	0,164	1,432	1,186	0,469	0,549	0,308
	Assimetria	1,610	-0,020	-0,497	-0,486	0,240	11,064
	Curtose	20,327	2,197	3,737	24,616	4,007	188,967
$k=36$	Média	0,004	18,650	1,111	0,034	0,518	0,115
	Mediana	-0,010	18,613	1,181	0,136	0,525	0,000
	Máximo	2,216	22,046	4,366	1,492	3,861	1,259
	Mínimo	-0,796	14,911	-2,583	-4,426	-3,871	-0,466
	Desvio padrão	0,162	1,426	1,096	0,719	0,971	0,308
	Assimetria	1,859	-0,104	-0,260	-2,598	-0,251	2,467
	Curtose	25,232	2,322	3,588	13,994	4,172	8,334
$k=60$	Média	0,013	18,770	1,264	0,056	0,777	0,194
	Mediana	-0,008	18,682	1,331	0,218	0,894	0,000
	Máximo	2,216	22,046	4,366	1,629	3,871	7,605
	Mínimo	-0,582	15,270	-4,637	-4,796	-4,382	-0,471
	Desvio padrão	0,156	1,467	1,161	0,793	1,319	0,671
	Assimetria	2,996	-0,157	-1,182	-2,448	-0,723	7,516
	Curtose	34,952	2,468	7,653	13,827	4,901	77,992

Elaboração: os autores.

4. Análise dos Resultados

Cabe lembrar que, sob a hipótese nula, somente a variável BM_t é relevante para se prever os retornos dos ativos, ou seja, a decomposição do índice *book-to-market* em seus componentes não agregaria nada em termos de estimativas de retornos. Sob essa hipótese as inclinações médias dos três componentes de BM_t na equação (4) deveriam ser iguais em magnitude, com inclinação média positiva para BM_{t-k} e $dB_{t-k,t}$, e negativa para $dM_{t-k,t}$.

4.1 Resultados da regressão base (usa somente MC_t e BM_t)

Antes de analisarmos os resultados das regressões (4) e (5), a Tabela 2 a seguir apresenta os resultados de uma regressão base que utiliza, assim como em Fama e French (1992), somente as variáveis MC_t e BM_t para estimar o retorno médio das ações.

Os resultados dessa regressão, primeiramente para o grupo das ações *large and mid caps*, indicam que a inclinação média da variável BM_t durante o período de análise (junho de 1996 a junho de 2008) é positiva e bastante significativa ($t = 2,765$). Esse resultado indica que ações de empresas com elevado índice *book-to-market* apresentam retornos médios maiores do que ações de empresas com baixo índice *book-to-market*. Além disso, a inclinação média da variável MC_t é negativa e também bastante significativa ($t = -6,055$), indicando que as ações do

grupo *large and mid caps* com baixo valor de capitalização de mercado apresentam maiores retornos mensais médios.

Para o grupo das ações *small caps*, o efeito tamanho também é significativo, mas relativamente mais fraco do que o resultado encontrado para *large and mid caps*. A inclinação média negativa da variável MC_t na regressão base para as *small caps* é -3,573 erros padrões diferente de zero e cerca de 70% daquela verificada para as *large and mid caps*. Diferentemente, a relação positiva entre retornos médios mensais e BM_t é mais forte para as ações do grupo *small caps* (a inclinação média da variável BM_t para as *small caps* é 40% superior aquela observada para as *large and mid caps* e 3,33 erros padrões diferente de zero).

Tabela 2

Estimativas da regressão que utiliza somente MC_t e BM_t para prever o excesso de retorno mensal das ações

A tabela apresenta as inclinações médias (e as respectivas estatísticas t e $p - value$) das regressões *cross-section* de ações listadas na BOVESPA. A amostra foi dividida em dois grupos: *large and mid caps* (ações de empresas cuja capitalização de mercado é superior ao 2^o quartil) e *small caps* (ações de empresas cuja capitalização de mercado é inferior ao 2^o quartil). A variável dependente é o retorno adicional da ação j para o mês $t+n$ em relação a taxa livre de risco. As regressões foram estimadas mensalmente utilizando variáveis que são atualizadas anualmente ao final junho de cada ano para estimar retornos de julho até junho do ano seguinte. MC_t é o valor de capitalização de mercado da ação ao final de junho e BM_t é a relação *book-to-market* para junho, calculado com base em dados de valor patrimonial da ação e valor de mercado de dezembro do ano anterior. A coluna ações indica o número médio de ações incluídas nas regressões *cross-section*. Todos os dados foram extraídos da base de dados do software Economática.

Variável	Ações	Intercepto	MC_t	BM_t	R^2
Large and mid caps					
Coefficiente		0,481	-0,022	0,010	
Estatística t	79	6,090	-6,055	2,765	0,291
$P - value$		0,000	0,000	0,006	
Small caps					
Coefficiente		0,284	-0,016	0,014	
Estatística t	71	3,426	-3,573	3,330	0,167
$P - value$		0,001	0,000	0,001	

Elaboração: os autores.

4.2 Resultados das regressões (4) e (5) para *large and mid caps*

A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões (4) e (5) para o grupo das ações *large and mid caps*. Para esse grupo de ações, os resultados da regressão (4), a qual utiliza BM_{t-k} como uma das variáveis explicativas, apresentados na Parte A da Tabela 3, favorecem a hipótese nula indicada acima (somente a variável BM_t é relevante para se prever os retornos dos ativos ou a decomposição do índice *book-to-market* em seus componentes não adiciona nada em termos de previsão de estimativas de retornos).

A soma das inclinações médias dos coeficientes das variáveis $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ nas estimativas da regressão (4) fornece, para um certo nível de defasagem k , um teste simples para sabermos se as inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ (com sinais opostos) têm a mesma magnitude. As estatísticas t das somas das inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$, na última coluna da Parte A da Tabela 3, são todas menores do que 1,65 (dessa forma, as alterações no BM_t devido as variações no valor patrimonial são tão relevantes quanto variações no valor de mercado para estimar retornos esperados para as ações *large and mid caps*). Ou seja, as inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ não são estatisticamente significantes.

Tabela 3
Estimativas das regressões (4) e (5) para *large and mid caps*

A tabela apresenta as inclinações médias (e as respectivas estatísticas *t* e *p-value*) das regressões *cross-section* da amostra de ações *large and mid caps* (aquelas cuja capitalização de mercado é superior ao 2º quartil) listadas na BOVESPA. A variável dependente é o retorno adicional da ação *j* para o mês *t + n* em relação a taxa livre de risco. As regressões foram estimadas mensalmente utilizando variáveis que são atualizadas anualmente ao final junho de cada ano para estimar retornos de julho até junho do ano seguinte. Para *k* = 12, *t* inicia-se em junho de 1996 e a primeira regressão explica os retornos mensais de julho de 1996 e, de maneira similar, para *k* = 36 e *k* = 60, “*t*” inicia-se em junho de 1998 e junho de 2000, respectivamente. *MC_t* é o valor de capitalização de mercado da ação ao final de junho; *BM_t* é a relação *book-to-market* para junho, calculado com base em dados de valor patrimonial da ação e valor de mercado de dezembro do ano anterior; *BM_{t-k}*, é a relação *book-to-market* para o instante *t - k* (com *k* = 12, 36 ou 60 meses); *dM_{t-k,t}* é a variação no valor de mercado da ação do instante *t* em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás; *dB_{t-k,t}* é a variação no valor patrimonial da ação do instante *t* em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás; e *NS_{t-k,t}* é a variação na quantidade de ações emitidas, ajustada para *splits*, com relação ao mesmo período considerado para *dB_{t-k,t}* e *dM_{t-k,t}*. Todas as variáveis são calculadas em *logs* (logaritmo natural). A coluna ações indica o número médio de ações incluídas nas regressões *cross-section*. Todos os dados foram extraídos da base de dados do software Economatica.

Parte A: Estimativas da regressão (4), que utiliza <i>BM_{t-k}</i> como variável explicativa										
Defasagem	Variável	Ações	Intercepto	<i>MC_t</i>	<i>BM_{t-k}</i>	<i>dB_{t-k,t}</i>	<i>dM_{t-k,t}</i>	<i>NS_{t-k,t}</i>	<i>R</i> ²	<i>dB_{t-k,t}</i> + <i>dM_{t-k,t}</i>
<i>k</i> =12	Coefficiente	62	0,549	-0,025	0,008	0,002	-0,010	0,004	0,316	-0,008
	Desvio Padrão		0,095	0,004	0,004	0,008	0,005	0,006		0,004
	Estatística <i>t</i>		5,747	-5,678	1,869	0,280	-1,927	0,776		-1,593
	<i>P-value</i>		0,000	0,000	0,062	0,780	0,054	0,438		0,111
<i>k</i> =36	Coefficiente	54	0,483	-0,022	0,020	0,011	-0,013	0,001	0,311	-0,002
	Desvio Padrão		0,121	0,006	0,006	0,006	0,006	0,005		0,003
	Estatística <i>t</i>		3,986	-3,887	3,241	1,752	-2,338	0,112		-0,698
	<i>P-value</i>		0,000	0,000	0,001	0,080	0,019	0,911		0,485
<i>k</i> =60	Coefficiente	47	0,806	-0,037	0,024	0,011	-0,006	0,002	0,274	0,005
	Desvio Padrão		0,158	0,007	0,008	0,007	0,007	0,005		0,003
	Estatística <i>t</i>		5,110	-5,005	2,989	1,580	-0,845	0,436		0,778
	<i>P-value</i>		0,000	0,000	0,003	0,114	0,398	0,663		0,436

Parte B: Estimativas da regressão (5), que utiliza BM_t como variável explicativa									
Defasagem	Variável	Ações	Intercepto	MC_t	BM_t	$dB_{t-k,t}$	$dM_{t-k,t}$	$NS_{t-k,t}$	R^2
$k=12$	Coefficiente	62	0,549	-0,025	0,008	-0,006	-0,002	0,004	0,316
	Desvio Padrão		0,095	0,004	0,004	0,008	0,005	0,006	
	Estatística t		5,747	-5,678	1,869	-0,830	-0,384	0,776	
	$P - value$		0,000	0,000	0,062	0,407	0,701	0,438	
$k=36$	Coefficiente	54	0,483	-0,022	0,020	-0,010	0,007	0,001	0,311
	Desvio Padrão		0,121	0,006	0,006	0,005	0,004	0,005	
	Estatística t		3,986	-3,887	3,241	-1,878	1,682	0,112	
	$P - value$		0,000	0,000	0,001	0,061	0,093	0,911	
$k=60$	Coefficiente	47	0,806	-0,037	0,024	-0,013	0,018	0,002	0,274
	Desvio Padrão		0,158	0,007	0,008	0,007	0,006	0,005	
	Estatística t		5,110	-5,005	2,989	-1,894	3,256	0,436	
	$P - value$		0,000	0,000	0,003	0,058	0,001	0,663	

Elaboração: os autores.

Além disso, cabe destacar ainda que, mesmo analisando individualmente as inclinações médias das variáveis $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ percebe-se que de seis observações (para $k=12, 36$ e 60) somente uma delas é significativa ao nível de 5% e duas delas são significantes ao nível de 10%.

Convém lembrar que as estimativas da regressão (5) na Parte B da Tabela 3 fornecem um teste se a inclinação de BM_{t-k} em (4) é mais próxima de zero do que as inclinações para $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$. Dessa forma, caso a hipótese alternativa fosse válida, quando se utiliza o índice *book-to-market* mais recente, BM_t , como uma variável explicativa ao invés de BM_{t-k} , as mudanças defasadas no valor patrimonial e no valor de mercado, $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$, continuarão a ter poder explicativo dos retornos das ações. Contrariamente, os resultados da regressão (5) indicam que as alterações mais recentes no índice *book-to-market* contêm mais informações sobre os retornos esperados das *large and mid caps*, o que novamente favorece a hipótese nula. A inclinação média da variável BM_t é maior do que as inclinações médias das variáveis $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ e é maior a medida que se aumenta a defasagem k . Os resultados encontrados são todos estatisticamente significantes ao nível de 10% (destaque-se tanto para $k=36$ quanto para $k=60$, as inclinações médias da variável BM_t são altamente significante, com uma estatística t próxima de 3,0).

Por fim, diferentemente dos resultados encontrados por Fama e French (2008), a variável $NS_{t-k,t}$ não é estatisticamente significativa para se estimar retornos. Para qualquer nível de defasagem k , não há evidências de que $NS_{t-k,t}$ seja diferente de zero. Ou seja, os resultados para as ações *large and mid caps* sugerem que não há nenhum padrão entre retorno médio e $NS_{t-k,t}$ durante o período considerado neste estudo.

4.3 Resultados das regressões (4) e (5) para *small caps*

A Tabela 4 apresenta os resultados das regressões (4) e (5) para o grupo das ações *small caps*. Como será mostrado abaixo, os resultados encontrados para as *small caps* são similares aqueles encontrados para o grupo das ações *large and mid caps*.

Para as ações *small caps*, os resultados da regressão (4), apresentados na Parte A da Tabela 4, também favorecem a hipótese nula (que somente a variável BM_t é relevante para se prever os retornos das ações ou a decomposição do índice *book-to-market* em seus componentes não adiciona nada em termos de previsão de estimativas de retornos).

Para $k=12$, a estatística t para a soma das inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$, na última coluna da Parte A da Tabela 4, é estaticamente significativa a 10%, mas pouco significativa (valor próximo a zero). Já para $k=36$ e $k=60$, as estatísticas t para a soma das inclinações médias dessas variáveis são menores do que 1,65. Dado que para $k=36$ e $k=60$ as somas das inclinações médias de $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ não são estatisticamente significantes e para $k=12$, apesar de ser significativa a 10%, é muito pouco significativa, pode-se afirmar também que as alterações no BM_t devido a variações no valor patrimonial são tão relevantes quanto variações no valor de mercado para estimar retornos esperados para as ações *small caps*. Mesmo analisando individualmente as inclinações médias das variáveis $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ em (4), percebe-se que de seis observações (para $k=12, 36$ e 60) nenhuma delas são significantes ao nível de 5% e somente duas delas são significantes ao nível de 10%.

Nas estimativas da regressão (4), as inclinações médias para as variações no preço de mercado e no valor patrimonial ao longo dos últimos k meses, $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$, são em geral menores do que a inclinação média para índice *book-to-market* defasado, BM_{t-k} . Esse resultado também evidencia que a decomposição do índice *book-to-market* em seus componentes (isto é, $dB_{t-k,t}$, $dM_{t-k,t}$ e BM_{t-k}) não adiciona nada em termos de previsão de estimativas de retornos das ações *small caps*.

Os resultados da regressão (5) indicam que as alterações mais recentes no índice *book-to-market*, BM_t , contêm mais informações sobre as estimativas de retornos das ações *small caps* do que as mudanças defasadas no valor patrimonial e no valor de mercado, $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$, o que novamente favorece a hipótese nula. A inclinação média da variável BM_t normalmente é maior do que as inclinações médias das variáveis $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$ (somente para $k=12$ a inclinação da variável $dM_{t-k,t}$, em termos absolutos, é maior do que a inclinação de BM_t e mesmo assim essa diferença é praticamente desprezível) e é maior a medida que se aumenta a defasagem k .

Tabela 4Estimativas das regressões (4) e (5) para *small caps*

A tabela apresenta as inclinações médias (e as respectivas estatísticas t e $P - value$) das regressões *cross-section* da amostra de ações *small caps* (aquelas cuja capitalização de mercado é inferior ao 2º quartil) listadas na BOVESPA. A variável dependente é o retorno adicional da ação j para o mês $t + n$ em relação a taxa livre de risco. As regressões foram estimadas mensalmente utilizando variáveis que são atualizadas anualmente ao final junho de cada ano para estimar retornos de julho até junho do ano seguinte. Para $k=12$, “ t ” inicia-se em junho de 1996 e a primeira regressão explica os retornos mensais de julho de 1996 e, de maneira similar, para $k = 36$ e $k = 60$, “ t ” inicia-se em junho de 1998 e junho de 2000, respectivamente. MC_t é o valor de capitalização de mercado da ação ao final de junho, BM_t é a relação *book-to-market* para junho, calculado com base em dados de valor patrimonial da ação e valor de mercado de dezembro do ano anterior, BM_{t-k} , é a relação *book-to-market* para o instante $t - k$ (com $k = 12, 36$ ou 60 meses), $dM_{t-k,t}$ é a variação no valor de mercado da ação do instante t em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás, $dB_{t-k,t}$ é a variação no valor patrimonial da ação do instante t em relação ao preço de um, três ou cinco anos atrás e $NS_{t-k,t}$ é a variação na quantidade de ações emitidas, ajustada para *splits*, com relação ao mesmo período considerado para $dB_{t-k,t}$ e $dM_{t-k,t}$. Todas as variáveis são calculadas em *logs* (logaritmo natural). A coluna ações indica o número médio de ações incluídas nas regressões *cross-section*. Todos os dados foram extraídos da base de dados do software Economatica.

Parte A: Estimativas da regressão (4), que utiliza BM_{t-k} como variável explicativa										
Defasagem	Variável	Ações	Intercepto	MC_t	BM_{t-k}	$dB_{t-k,t}$	$dM_{t-k,t}$	$NS_{t-k,t}$	R^2	$dB_{t-k,t} + dM_{t-k,t}$
$k=12$	Coefficiente	47	0,460	-0,025	0,017	0,012	0,000	-0,001	0,173	0,013
	Desvio Padrão		0,157	0,008	0,007	0,007	0,009	0,012		0,004
	Estatística t		2,923	-3,044	2,328	1,705	0,039	-0,117		1,662
	$P - value$		0,004	0,002	0,020	0,088	0,969	0,907		0,097
$k=36$	Coefficiente	38	0,611	-0,033	0,015	0,011	-0,018	0,004	0,172	-0,007
	Desvio Padrão		0,225	0,012	0,011	0,007	0,009	0,018		0,004
	Estatística t		2,722	-2,791	1,466	1,469	-1,895	0,210		-0,317
	$P - value$		0,007	0,005	0,143	0,142	0,058	0,833		0,751
$k=60$	Coefficiente	35	0,730	-0,039	0,020	0,008	-0,018	-0,009	0,161	-0,010
	Desvio Padrão		0,270	0,014	0,012	0,010	0,011	0,016		0,005
	Estatística t		2,699	-2,688	1,624	0,851	-1,599	-0,572		-0,729
	$P - value$		0,007	0,007	0,105	0,395	0,110	0,568		0,466

Parte B: Estimativas da regressão (5), que utiliza BM_t como variável explicativa									
Defasagem	Variável	Ações	Intercepto	MC_t	BM_{t-k}	$dB_{t-k,t}$	$dM_{t-k,t}$	$NS_{t-k,t}$	R^2
$k=12$	Coeficiente	47	0,460	-0,025	0,017	-0,005	0,018	-0,001	0,173
	Desvio Padrão		0,157	0,008	0,007	0,008	0,007	0,012	
	Estatística t		2,923	-3,044	2,328	-0,648	2,410	-0,117	
	P -value		0,004	0,002	0,020	0,517	0,016	0,907	
$k=36$	Coeficiente	38	0,611	-0,033	0,015	-0,005	-0,002	0,004	0,172
	Desvio Padrão		0,225	0,012	0,011	0,009	0,006	0,018	
	Estatística t		2,722	-2,791	1,466	-0,533	-0,338	0,210	
	P -value		0,007	0,005	0,143	0,594	0,736	0,833	
$k=60$	Coeficiente	35	0,730	-0,039	0,020	-0,012	0,002	-0,009	0,161
	Desvio Padrão		0,270	0,014	0,012	0,010	0,008	0,016	
	Estatística t		2,699	-2,688	1,624	-1,135	0,215	-0,572	
	P -value		0,007	0,007	0,105	0,256	0,830	0,568	

Elaboração: os autores.

Por fim, quanto a variável $NS_{t-k,t}$, os resultados encontrados mostram que não é estatisticamente significativa para se estimar retornos das ações *small caps*. Para qualquer nível de defasagem k , não há evidências de que $NS_{t-k,t}$ seja diferente de zero. Ou seja, tanto para as ações *large and mid caps* quanto para as *small caps*, os resultados encontrados sugerem que não há nenhum padrão entre retornos médios e $NS_{t-k,t}$ durante o período considerado neste estudo.

5. Conclusões

A relação *book-to-market* (BM) difere entre empresas devido a diferentes expectativas em termos de fluxos de caixa e retornos esperados das ações. A hipótese central deste artigo é que a evolução do BM, em termos de mudanças passadas no valor de mercado e no valor patrimonial, contém informação sobre os fluxos de caixa futuros que pode ser utilizada para melhorar as estimativas de retornos esperados.

Nesse sentido, a hipótese nula formulada indica que somente o *book-to-market* mais recente (BM_t) é relevante para se prever os retornos dos ativos, ou seja, a decomposição de BM_t em seus componentes isto é, o índice *book-to-market* do instante $t - k$ (com $k = 12, 36$ ou 60 meses), BM_{t-k} , a variação no valor patrimonial da ação do instante t em relação ao valor de k meses atrás, $dB_{t-k,t}$, e a variação no valor de mercado da ação do instante t em relação ao preço de k meses atrás, $dM_{t-k,t}$ não agregaria nada em termos de previsão das estimativas de retornos. Sob essa hipótese as inclinações médias dos três componentes de BM_t deveriam ser iguais em magnitude, com inclinação média positiva para BM_{t-k} e $dB_{t-k,t}$, e negativa para $dM_{t-k,t}$.

Os resultados encontrados neste estudo, tanto para as ações do grupo *large and mid caps* quanto para as ações do grupo *small caps*, não fornecem evidências de que as origens do índice *book-to-market*, 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. Ou seja, para o mercado acionário brasileiro os resultados encontrados favorecem a hipótese nula que afirma que somente a variável BM_t é relevante para se prever os retornos dos ativos ou ainda a decomposição do índice *book-to-market* em seus componentes não adiciona nada em termos de previsão de estimativas de retornos.

Quanto às emissões líquidas de ações ($NS_{t-k,t}$) os resultados encontrados mostram que, diferentemente dos resultados obtidos por Fama e French (2008), não é estatisticamente significativa para se estimar retornos das ações no período considerado. Para qualquer nível de defasagem k , não há evidências de que $NS_{t-k,t}$ seja diferente de zero. Ou seja, os resultados tanto para as ações *large and mid caps* quanto para as ações *small caps* sugerem que não há nenhum padrão entre retorno médio e emissões líquidas de ações durante o período considerado neste estudo.

Convém destacar que os resultados deste estudo devem ser considerados com ressalvas, devido às limitações da pesquisa realizada. Uma importante limitação

diz respeito ao tamanho da amostra, tanto em termos de anos utilizados quanto em termos da quantidade relativamente pequena de ações disponíveis no mercado brasileiro para a realização de estudos similares (o número reduzido de ações da amostra reflete a alta concentração do mercado acionário nacional). Outra limitação pode estar relacionada à baixa liquidez das ações brasileiras, notadamente para aquelas que formam a sub-amostra *small caps*. Além disso, segundo Malkiel (2003), estudos similares a este podem estar sujeitos ao viés de sobrevivência por não incluir nas amostras as empresas que saíram do mercado no período considerado. Por fim, dado a grande quantidade de *missing values* na base de dados do software Economática, é possível que os resultados encontrados possam ter sido afetados por essa limitação.

Espera-se que este estudo tenha contribuído para o desenvolvimento de pesquisas futuras e considerando que os resultados obtidos tenham despertado mais questionamentos do que conclusões, entende-se que novas pesquisas possam ser realizadas utilizando novos períodos amostrais e variando os critérios utilizados na metodologia.

Referências

- Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, 45:444–455.
- Bornholt, G. N. (2007). Extending the capital asset pricing model: The reward beta approach. *Journal of Accounting and Finance*, 47:69–83.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52:57–82.
- Chague, F. D. & Bueno, R. D. L. S. (2007). The CAPM and Fama-French models in Brazil. Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas. Working Paper.
- Chen, L. & Zhang, L. (2010). A better three-factor model that explain more anomalies. *Journal of Finance*, No prelo.
- Daniel, K. & Titman, S. (2006). Market reactions to tangible and intangible information. *Journal of Finance*, 61:1605–1643.
- Fama, E. & French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47:427–465.
- Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33:3–56.
- Fama, E. & French, K. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50:131–156.

- Fama, E. & French, K. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18:25–46.
- Fama, E. & French, K. (2005). Financing decisions: Who issues stock? *Journal of Financial Economics*, 76:549–582.
- Fama, E. & French, K. (2006). Profitability, investment, and average returns. *Journal of Financial Economics*, 82:491–518.
- Fama, E. & French, K. (2008). Average returns, BM, and share issues. *Journal of Finance*, 63:2971–2995.
- Fama, E. & Macbeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81:607–636.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (1995). Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of Financial Economics*, 39:181–208.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48:65–91.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation and risk. *Journal of Finance*, 49:1541–1578.
- Lauretti, C. M., Kayo, E. K., & Marçal, E. F. (2009). A sobre-reação do mercado à informação intangível. *Revista Brasileira de Finanças*, 7:215–236.
- Lintner, J. (1965a). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20:587–615.
- Lintner, J. (1965b). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47:13–37.
- Loughran, T. & Ritter, J. (1995). The new issues puzzle. *Journal of Finance*, 50:23–51.
- Lucena, P. & Pinto, A. C. F. (2005). Estudo de anomalias no mercado brasileiro de ações através de uma modificação no modelo de fama e french. Anais do XXIX ENANPAD – Encontro Nacional da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração, Brasília/DF.
- Málaga, F. K. & Securato, J. R. (2004). Aplicação do modelo de três fatores de fama e french no mercado acionário brasileiro – um estudo empírico do período 1995–2003. Anais do XXVIII ENANPAD – Encontro Nacional da Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração, Curitiba/PR.
- Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17:59–82.

- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7:77–91.
- Mitchell, M. L. & Stafford, E. (2000). Managerial decisions and long-term stock price performance. *Journal of Business*, 73:411–433.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34:768–783.
- Mussa, A., Santos, J. O., & Famá, R. (2007). A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. Anais do VII Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, São Paulo/SP.
- Pontiff, J. & Woodgate, A. (2008). Share issuance and cross-sectional returns. *Journal of Finance*, 63:921–945.
- Rogers, P. & Securato, J. R. (2009). Estudo comparativo no mercado brasileiro do capital asset pricing model (CAPM), modelo 3-fatores de Fama e French e Reward Beta approach. *RAC Eletrônica*, 3:159–179.
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11:9–17.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19:425–442.