

RELATÓRIOS COPPEAD

402

Maio de 2012

O MODELO DE FAMA E
FRENCH É APLICÁVEL
NO BRASIL?

Érico Falcão Bittencourt Argolo
Ricardo Pereira Câmara Leal
Vinício de Souza e Almeida

Relatórios COPPEAD é uma publicação do Instituto COPPEAD de Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Editor

Leticia Casotti

Editoração

Lucília Silva

Ficha Catalográfica

Ana Rita Mendonça de Moura

Argolo, Érico Falcão Bittencourt.

O modelo de Fama e French é aplicável no Brasil? / Érico Falcão Bittencourt Argolo, Ricardo Pereira Câmara Leal, Vinício de Souza e Almeida. – Rio de Janeiro: UFRJ /COPPEAD, 2012.
27 p.; 27cm. – (Relatórios COPPEAD; 402)

ISBN 978-85-7508-089-4

ISSN 1518-3335

1. Finanças. I. Leal, Ricardo Pereira Câmara. II. Almeida, Vinício de Souza e. III. Título. IV. Série.

CDD – 332

Pedidos para Biblioteca:

Caixa Postal 68514 – Ilha do Fundão

21941-972 – Rio de Janeiro – RJ

Telefone: 21-2598-9837

Telefax: 21-2598-9835

e-mail: biblioteca@coppead.ufrj.br

Disponível em www.coppead.ufrj.br

O MODELO DE FAMA E FRENCH É APLICÁVEL NO BRASIL?

Érico Falcão Bittencourt Argolo¹
Ricardo Pereira Câmara Leal²
Vinício de Souza e Almeida³

RESUMO

O modelo de três fatores de Fama e French foi aplicado com sucesso em alguns países, em especial nos EUA, porém seu uso no Brasil apresenta alguns desafios. Este artigo analisou os parâmetros do modelo para verificar se as estimativas do custo de capital acionário que ele oferece são razoáveis. O período amostral selecionado visou a maior estabilidade possível dos parâmetros do modelo e compreendeu o período posterior ao Plano Real (a partir de julho de 1995) e terminou antes da crise financeira mundial (junho de 2007). Os três fatores do modelo são o prêmio de risco de mercado (PRM), um prêmio de ações de alto valor contábil em relação ao seu valor de mercado, as *value stocks* (HML) e um prêmio para as ações de menor valor de mercado (SMB). Os testes realizados indicam que existem prêmios para as empresas pequenas e para as *value stocks* e que o modelo tem maior poder explicativo do que o modelo de fator único. Contudo, as médias históricas dos prêmios HML e SMB são muito elevadas, lançando dúvidas sobre sua capacidade de gerar estimativas razoáveis para o cálculo do custo de capital acionário de empresas brasileiras. Os coeficientes dos fatores HML e SMB apresentaram certa instabilidade nos diversos subperíodos analisados. O coeficiente do PRM, o beta, foi o único significativo em todos os testes realizados e apresentou mais estabilidade. O custo do capital acionário foi calculado com os prêmios médios históricos e os coeficientes provenientes de períodos diversos. As estimativas obtidas somente com o PRM aparentam ser mais razoáveis, do ponto de vista financeiro, do que as oferecidas pelo modelo de três fatores, cuja parametrização parece ser problemática para sua aplicação no Brasil.

Palavras-chave: modelo de três fatores de Fama e French, custo de capital próprio, CAPM, modelo de apreçamento de ativos.

¹ Bogari Capital, Rio de Janeiro, RJ, ericoargolo@hotmail.com

² Universidade Federal do Rio de Janeiro, rleal@ufrj.br

³ Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, RN, vinicio@ufrnet.br

ABSTRACT

The three-factor model of Fama and French has been successfully applied in some countries, particularly in the U.S., but its use in Brazil presents some challenges. This paper analyzed the model parameters to verify whether the estimates of the cost of equity capital it offers are reasonable. The sample period was selected aiming at the largest possible stability of the model parameters and included the period after the Real Plan (from July 1995) and ended before the global financial crisis (June 2007). The three factors of the model are the market risk premium (MRP), a high book-to-market value premium, value stocks (HML), and small capitalization stock premium (SMB). The tests indicate that there are premia for value stocks and small companies and that the model has greater explanatory power than the single factor model. However, the historical means of the SMB and HML premia are very high, casting doubt on their ability to generate reasonable estimates to calculate the cost of equity capital of Brazilian companies. The coefficients of the SMB and HML factors showed some instability in the various sub-periods of analysis. The coefficient of the MRP, the beta, was the only one that was significant in all tests and showed more stability. The cost of equity capital was computed with the historical premia means and the coefficients obtained from different periods. The estimates obtained with the single factor model appear to be more reasonable from the financial point of view, than those offered by the three-factor model, whose parameters seem to be problematic for an application in Brazil.

Keywords: three-factor model of Fama and French, cost of equity capital, CAPM, asset-pricing model.

1 – INTRODUÇÃO

A determinação do custo de capital próprio é importante para várias atividades em finanças de empresas, pois é parâmetro imprescindível na análise de projetos e avaliação de empresas, além de ser fator crítico de competitividade das empresas. Estimar o custo de capital no Brasil envolve certo grau de subjetividade e é desafiador devido a um período relativamente curto de dados históricos depois da estabilização da inflação, ao número pequeno de empresas de capital aberto com liquidez suficiente no mercado secundário e ao impacto ainda expressivo de crises financeiras (ASSAF NETO, LIMA e ARAÚJO, 2008; NEVES, 2003; LEAL e RODRIGUES, 2003; SCHOR, BONOMO e PEREIRA, 2002).

A contribuição deste trabalho é avaliar as estimativas históricas do modelo de três fatores de Fama e French (1993) visando sua aplicação prática para determinar o custo do capital acionário de empresas brasileiras. Neves (2003), Leal e Rodrigues (2003), Rogers e Securato (2009) e Machado e Medeiros (2011), entre outros, já constataram que o modelo de três fatores melhora o poder explicativo dos retornos de ações no Brasil. Contudo, os parâmetros do modelo obtidos a partir de dados históricos oferecem estimativas razoáveis para o custo de capital acionário no País? Esta é a lacuna que este artigo pretende ajudar a preencher e o benefício que ele pretende oferecer é uma recomendação a respeito do uso do modelo de três fatores no Brasil.

Os parâmetros consistem tanto dos prêmios de risco estimados para os fatores de risco do modelo, quanto do conjunto de coeficientes específicos de cada carteira ou empresa correspondentes a cada prêmio de risco. A análise realizada descreve o comportamento temporal dos parâmetros ao oferecer estatísticas históricas dos prêmios de risco dos três fatores do modelo. O artigo também fornece uma tabulação dos valores históricos dos três prêmios de risco do modelo e de seus coeficientes, segundo diversos critérios, para facilitar seu emprego prático e discute a credibilidade dos resultados obtidos com o uso destes prêmios no mercado brasileiro.

Os resultados indicam que a magnitude das médias históricas dos prêmios de risco do modelo de Fama e French (1993) para o tamanho da empresa e para seu valor relativo de mercado lançam dúvidas sobre a razoabilidade das estimativas de custo de capital próprio obtidas para empresas nacionais, embora o sinal desses prêmios seja consistente com os previstos estes autores. Por outro lado, o terceiro fator, o prêmio de risco do mercado (PRM), como preconizado pelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), é imprescindível para estimar o custo de capital no Brasil, como já havia sido afirmado por outros autores. Nossa evidência empírica sugere que ainda é difícil se obter valores

razoáveis para os prêmios de risco dos dois fatores adicionais de Fama e French (1993), tamanho e valor, a partir de dados históricos brasileiros recentes e que o CAPM, com seu fator único de mercado, ainda oferece estimativas aparentemente mais aceitáveis, talvez acrescido de outros fatores como os sugeridos por Assaf Neto, Lima e Araújo (2008), com a vantagem de sua simplicidade e aceitação, conforme Benetti, Decourt e Terra (2007).

A próxima seção apresenta uma revisão da literatura pertinente, internacional e nacional, seguida do detalhamento da metodologia empregada, da discussão dos principais resultados e das conclusões.

2 – REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Antecedentes

O custo de capital próprio é de difícil mensuração, principalmente devido às oscilações características das cotações das empresas nos mercados. O CAPM é o método mais usado para o cálculo de custo de capital acionário em muitos países, como documentaram diversos autores. A pesquisa de Graham e Harvey (2001) com 392 empresas dos Estados Unidos e Canadá em 1999 revelou que 73,5% delas usam o CAPM como principal método para calcular o cálculo de custo de capital próprio. Bruner *et al.* (1998) entrevistaram 27 empresas e 10 consultores financeiros nos EUA, encontrando um índice de uso do CAPM de 81% para as empresas e 80% para os consultores.

Ainda assim, não existe unanimidade a respeito do cálculo de custo de capital próprio e empresas e profissionais também empregam métodos alternativos como versões do CAPM com mais de um fator além do PRM. Cerca de 34% das empresas pesquisadas por Graham e Harvey (2001) declararam usar um modelo alternativo com mais de um fator. O modelo de Fama e French (1993) é um modelo de três fatores, entre eles o PRM do CAPM. Graham e Harvey (2001) afirmam que a taxa de desconto de projetos foi ajustada por 14,5% das empresas em função do tamanho da firma e por 4% das empresas de acordo com um índice de valor contábil sobre o valor de mercado da firma analisada, fatores empregados no modelo de Fama e French (1993).

Benetti, Decourt e Terra (2007) replicaram a pesquisa de Graham e Harvey (2001) no Brasil, obtendo respostas de 160 instituições. Quase metade das empresas (48,9%) declarou usar o CAPM como principal método de cálculo de custo de capital acionário. Já 37% das empresas declararam usar um modelo de mais de um fator. A taxa de desconto de projetos foi ajustada por 17,8 % das empresas de acordo com o tamanho da

firma analisada e por 18,2% de acordo com um índice de valor contábil sobre o valor de mercado da firma analisada.

Fama e French (2004) fazem uma análise retrospectiva dos modelos de apuração de ativos. Eles reveem uma série de problemas do CAPM, como a crítica de Roll que afirma que a única previsão do CAPM é que a carteira de mercado é eficiente e que para se testar o modelo, portanto, é necessário que o representante da carteira de mercado seja eficiente, o que não pode ser feito em conjunto. Com isso, não seria possível efetuar testes empíricos adequados do CAPM. Fama e French (2004) também elencam muitas regularidades nos comportamento dos retornos das ações, as chamadas anomalias. Eles afirmam que há relações envolvendo preços de ações que contêm informações sobre o retorno esperado das empresas e que são ignoradas pelo PRM e pelo beta do CAPM.

Banz (1981) e Basu (1977) adicionaram características das empresas, como o tamanho e a relação preço/lucro (P/L), respectivamente, ao CAPM original e verificaram que houve aumento de seu poder explicativo. Ademais, relações como dívida sobre capital próprio (BHANDARI, 1988) e valor patrimonial da ação sobre valor de mercado (VPA/VM) (ROSENBERG, REID E LANSTEIN, 1985) apresentaram relações positivas com o retorno das ações, sugerindo que poderiam haver outros fatores de risco sistemático que não eram apreçados pelo CAPM. Apoiados nestes antecedentes, Fama e French (1993) derivaram seu modelo de três fatores.

2.2 O modelo de Fama e French

Fama e French (1992) analisaram várias anomalias, como os efeitos tamanho, P/L, alavancagem e VPA/VM, mostrando que todas aumentam o poder explicativo do CAPM tradicional. Os autores também mostraram que as variáveis adicionais empregadas possuem o mesmo tipo de informação sobre o retorno esperado, não sendo, portanto, necessário usar todas elas em um mesmo modelo. Sua conclusão é que as variáveis relacionadas ao tamanho da empresa e à relação entre seu valor de mercado e contábil são suficientes para explicar os retornos das empresas, reduzindo, inclusive, o poder explicativo do beta do CAPM em grande parte.

Fama e French (1993), então, formalizaram um modelo constituído dos novos fatores que representavam as variáveis que conseguiam aumentar o poder explicativo do CAPM. Os novos fatores foram chamados de "Small Minus Big" (SMB) e de "High Minus Low" (HML). As empresas de menor valor de mercado (*small* ou S) ofereciam retornos maiores do que os das empresas maiores (*big* ou B) nos testes empíricos de Fama e French (1992, 1993). Além disso, as empresas com as relações VPA/VM mais altas,

chamadas de ações de valor (*value stocks, high* ou H), tinham retornos superiores aos das empresas cuja relação VPA/VM era baixa, chamadas de ações de crescimento (*growth stocks, low* ou L).

Fama e French (1993) formaram carteiras com a interseção de empresas previamente classificadas segundo seu valor de mercado e sua relação VPA/VM. As carteiras foram rebalanceadas anualmente, permitindo que uma ação pudesse mudar de carteira ao longo do período do estudo. Os retornos mensais das carteiras foram calculados desde julho de 1963 até dezembro de 1991. O parâmetro SMB foi definido como a diferença entre o retorno médio das carteiras de empresas pequenas e grandes. De maneira similar, o parâmetro HML foi definido como a diferença entre o retorno médio das carteiras de empresas de alto VPA/VM e de baixo VPA/VM. Os autores testaram seu modelo em 25 carteiras formadas segundo um procedimento similar. Os testes do modelo apontaram para coeficientes de determinação maiores do que os do modelo de um fator (CAPM), com os coeficientes para os fatores SMB e HML estatisticamente significativos para a grande maioria das carteiras.

Existem algumas extensões do modelo de três fatores de Fama e French (1993) que são bem conhecidas. Jegadeesh e Titman (1993) afirmam que comprar ações que experimentaram retornos altos nos últimos meses (*vencedoras, winners* ou W) e vender ações que tiveram baixos retornos nos últimos meses (*perdedoras, losers*, ou L) é uma estratégia que provê retornos anormais significativos não explicados pelo CAPM. Chan, Jegadeesh e Lakonishok (1996) chamam esta estratégia de "momento" e concluem que ele não pode ser explicado pelo PRM, tamanho ou VPA/VM em sua análise nos EUA entre 1977 e 1993. Fama e French (1996) chegam a um resultado parecido com o de Chan, Jegadeesh e Lakonishok (1996) e reconhecem que o efeito momento não é capturado por seu modelo de três fatores. Carhart (1997) adicionou o fator "*Winners Minus Losers*" (WML) ao modelo original de Fama e French (1993), criando o modelo de quatro fatores. Keene e Perterson (1997) ainda acrescentaram um fator relacionado à liquidez como um quinto fator.

Contudo, Fama e French (2004) afirmam que isto não impediu o uso do modelo de três fatores em diversos estudos empíricos e acrescentam que o modelo de três fatores se aproxima do CAPM Intertemporal de Merton (1973) ou da *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976) uma vez que não é necessário que os fatores SMB e HML representem variáveis de estado conhecidas. É necessário somente que estes fatores sejam representados por carteiras suficientemente diversificadas e diferentes da carteira de mercado para capturar variações nos retornos não explicadas pelo modelo que conta somente com o PRM.

2.3 Evidência empírica sobre o modelo de Fama e French

Fama e French (1997) procuram validar seu modelo ao verificar possíveis diferenças entre setores de atividade. Os autores compararam seu modelo e o CAPM, mas não chegam a uma conclusão clara sobre qual deles é mais preciso. Há variabilidade nos fatores dependendo do tempo de análise, indicando instabilidade tanto do CAPM quanto do modelo de três fatores. Fama e French (1998), então, buscaram uma validação internacional com um modelo de dois fatores em 12 mercados: Alemanha, Austrália, Bélgica, Cingapura, França, Holanda, Hong Kong, Itália, Japão, Reino Unido, Suécia e Suíça. Os dois fatores são o PRM e a razão VPA/VM e os resultados apontam para uma diferença estatisticamente significativa entre os retornos de grupos de ações de alto VPA/VM (ações de valor) e de baixo VPA/VM (ações de crescimento). Eles testam um modelo CAPM internacional com um índice único de mercado para todas as ações e não encontram explicação para o prêmio de valor. O prêmio de valor é capturado na sua versão internacional ao usarem um modelo de dois fatores.

Liew e Vassalou (2000) usam um modelo com os fatores HML e SMB, além de também efetuar testes com o fator WML, em dez países (Alemanha, Austrália, Canadá, EUA, França, Holanda, Itália, Japão, Reino Unido e Suíça) e encontram evidências de prêmios de valor e tamanho em todos, com exceção da Suíça para tamanho. Esses autores também investigaram se os fatores SMB e HML contêm informações relacionadas ao Produto Interno Bruto (PIB) e indicam que eles conseguem prever o aumento do PIB para a maioria dos dez países de sua amostra. Esse resultado corrobora a hipótese levantada por Fama e French (1996) de que os fatores SMB e HML seriam variáveis que predizem mudanças no conjunto de oportunidades dos investidores.

Pode ser que o ideal fosse analisar carteiras globais com ativos de vários países em vez de se tratar cada país isoladamente. Griffin (2002) analisa uma versão global do modelo de três fatores e uma decomposta em componentes domésticos e internacionais com dados do Canadá, EUA, Japão e Reino Unido. Os resultados indicam que não há benefícios em se usar uma versão global do modelo, pois as versões com fatores locais têm poder de explicação próximo ou melhor do que o da versão global. Moerman (2005) emprega a mesma metodologia de Griffin (2002) para a área do euro e também conclui que os modelos locais têm um desempenho melhor do que modelos internacionais ou um modelo da área do Euro.

2.4 O modelo de Fama e French no Brasil

Vários trabalhos se dedicaram ao exame de anomalias do CAPM no Brasil. Costa

Jr., Mescolin e Braga (1997) analisaram empresas negociadas em bolsa no período entre 1989 e 1996, encontrando retornos mais altos para as ações de valor, como na literatura internacional. Costa Jr. e Neves (2000) apresentam evidências semelhantes no período entre 1987 e 1996, além de resultados condizentes com os de Fama e French (1992) em relação ao tamanho das empresas, com retornos maiores para empresas menores. Rostagno, Soares e Soares (2006) analisaram seis índices diferentes que poderiam render retornos anormais em relação ao preconizado pelo CAPM: VPA/VM, VM, lucro/preço (L/P), dividendos/preço, vendas/preço e lucro antes de juros, imposto de renda, depreciação e amortizações (LAJIRDA) sobre o preço. Carteiras com maior índice VPA/VM, L/P, dividendos/preço e vendas/preço tiveram retornos superiores com significância estatística no período de 1995 a 2003.

Braga e Leal (2002) e Leal e Rodrigues (2003) analisaram o período de 1990 a 1998 e de 1991 a 2001, respectivamente, e também encontraram retornos mais elevados para as empresas de valor. Por outro lado, enquanto Braga e Leal (2002) não encontraram resultados estatisticamente significativos para o tamanho das empresas, Leal e Rodrigues (2003) encontram um prêmio de risco favorável às empresas maiores em vez de para as empresas menores, ao contrário da literatura internacional. Estes últimos autores também afirmam que os fatores relacionados ao tamanho e à razão VPA/VM não são independentes, questionando seu emprego em um mesmo modelo, e que o beta do PRM permanece significativo mesmo depois da inclusão dos fatores adicionais.

Neves (2003) apresenta uma das análises mais completas do modelo no país, inclusive com a interpretação econômica de seus fatores, como Liew e Vassalou (2000). Ela mostra que os parâmetros HML e SMB eram estatisticamente significativos entre 1987 e 2001 e confirma alguns estudos nacionais anteriores em que empresas grandes obtiveram retornos maiores do que empresas pequenas e empresas de alto VPA/VM tiveram desempenho melhor do que as de crescimento. Málaga (2005) obteve resultados semelhantes para o período de 1995 a 2003. Rogers e Securato (2009) fizeram uma comparação entre três modelos de apreçamento de ativos para o período de 1995 a 2006: o CAPM, três fatores e *Reward Beta*. Os autores dividem o período em dois, calculando os coeficientes para o primeiro e testando o poder preditivo dos modelos no segundo. Os resultados apontam, como em trabalhos anteriores, para um prêmio para empresas grandes e empresas de alto VPA/VM, mas sem significância para HML, sugerindo que um modelo de dois fatores seria melhor.

Há variações nos métodos empregados para testar o modelo no Brasil. Lucena e Pinto (2008), por exemplo, empregaram análise de aglomerados para a formação de carteiras, ao invés de tercis ou quintis, entre 1994 e 2004 e usaram as técnicas de *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) e *Generalized ARCH* (GARCH) para

modelar os resíduos do modelo de três fatores. Mais uma vez, os três coeficientes do modelo foram significativos para a maioria das carteiras testadas, porém não houve conclusão quanto ao melhor desempenho entre empresas grandes e pequenas e de alto e baixo VPA/VM no período de análise.

Alguns autores acrescentaram mais fatores em seus testes do modelo de Fama e French (1993) no Brasil. Machado e Medeiros (2011) testaram um modelo de cinco fatores, incluindo o WML e a liquidez e concluíram que este modelo é melhor do que o CAPM e o modelo de três fatores para explicar os retornos seccionais de empresas brasileiras entre 1996 e 2008. Deve-se observar que os coeficientes para os fatores de tamanho e valor não apresentam consistência quanto aos sinais. Carvalhal-da-Silva (2006) adicionou momentos e comomentos mais altos ao modelo de três fatores para o período entre janeiro de 1990 e dezembro de 2003 e não encontrou resultados conclusivos sobre retornos mais altos tanto para as empresas menores quanto para as de maior relação VPA/VM.

O uso do modelo de três fatores ainda é limitado e os resultados a respeito dos prêmios de risco para empresas menores e para empresas de valor, e para seus coeficientes, ainda não são conclusivos, variando conforme o período e as carteiras empregadas em cada estudo. O acréscimo de fatores complica ainda mais a aplicação prática de um modelo com quatro ou cinco fatores e, por isso, não será considerada neste artigo. Este trabalho prossegue procurando mapear o comportamento dos fatores de risco HML e SMB de forma a verificar se a aplicação dos prêmios de risco derivados de seu comportamento histórico, associados aos coeficientes correspondentes, resultam em estimativas razoáveis para o custo de capital acionário no País.

3 – METODOLOGIA

3.1 Amostra

O período amostral estendeu-se de junho de 1995 a junho de 2007. A época de início do estudo se justifica por ser de maior estabilidade da economia, supondo-se que o comportamento dos preços das ações antes do Plano Real fosse diferente, e por oferecer dados suficientes para os cálculos econométricos. O final do período foi escolhido para não incluir o ano da crise financeira mundial, quando houve grande queda nos preços das ações brasileiras. É claro que períodos de crise são inerentes às economias, contudo, se os parâmetros do modelo de três fatores não apresentarem estimativas razoáveis dentro do período escolhido, sem estarem contaminados pela crise financeira mundial, então se poderá concluir que a aplicabilidade do modelo no Brasil é questionável. Nossa

intenção era a de obter um período razoavelmente longo de dados para estimar os valores históricos dos parâmetros do modelo de três fatores com uma certa estabilidade econômica ou de mercado e, por isso, a delimitação do período de estimativas entre o Plano Real e a crise financeira mundial. Estamos cientes de que, naturalmente, houve outros anos ruins para o mercado acionário no período, mas o ano de 2008 foi o de pior desempenho da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) desde o Plano Real. A variação do Índice Bovespa (Ibovespa) em 2008 foi de -41,22% enquanto que sua pior variação anual desde 1995 até 2011 foi de -35,26% em 1998, ano em que o Brasil sofreu fortes ataques especulativos e houve a chamada "crise da Rússia". O terceiro pior ano deste período foi 2002, ano afetado pela incerteza que precedeu a eleição presidencial, com retorno de -17,01%.

A Tabela 1 destaca que a amostra final consistiu de uma média de cerca de 170 empresas por ano. A primeira coluna da Tabela 1 apresenta o número de empresas com Índice de Liquidez (IL) maior do que 0,1 que constituiu a amostra inicial. O IL é obtido por meio da Equação 1. É fácil verificar que o IL de uma empresa é uma medida de sua participação relativa na bolsa que considera tanto os dias em que a ação da empresa negociou, como o volume e a quantidade negociados. Uma empresa com IL igual a 0,1 indica que sua participação no mercado secundário em certo ano foi de aproximadamente 0,1% caso ela tenha apresentado preço em todos os dias de negócios. Os preços de fechamento da ação com a espécie e classe mais líquida de cada uma das empresas com IL maior do que 0,1 foram coletados na base de dados Economática® no último dia em que houve cotação em cada mês entre junho de 1995 e junho de 2007, com ajuste para proventos e dividendos. Os retornos mensais foram calculados tanto na forma linear, $P_{t+1}/P_t - 1$, quanto logarítmica, $\ln P_{t+1} - \ln P_t$, em que P_t é o preço de fechamento da ação no mês t , a partir dos preços coletados. Os resultados descritivos sempre se referem aos retornos na forma linear. As análises de regressão empregam os retornos na forma logarítmica.

$$IL_t = 100 \times \frac{d}{D} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}} \quad (\text{Eq. 1}),$$

onde d é o número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação no período; D é o número total de dias no período; n é o número de negócios com a ação no período; N é o número de negócios com todas as ações na bolsa no período; v é o volume em dinheiro negociado da ação no período e V é o volume em dinheiro negociado com todas as ações na bolsa período.

Tabela 1 – Número de empresas na amostra por ano

O Índice de Liquidez (IL) maior do que 0,001 foi o critério para seleção da amostra inicial. Foram excluídas da amostra inicial as empresas com patrimônio líquido (PL) nulo ou negativo, sem informação sobre o PL e sobre o valor de mercado (VM). A última coluna mostra as empresas que restaram a cada ano do período de análise depois das exclusões. O ano de "1996" corresponde ao período entre julho do 1995 e junho de 1996, e assim por diante para cada ano apresentado na tabela.

Ano	Nº de empresas com IL > 0,001	Nº de empresas com PL ≤ 0	Nº de empresas sem informação sobre o PL	Nº de empresas sem informação sobre o VM	Empresas restantes na amostra
1996	220	1	21	0	198
1997	218	5	17	1	195
1998	210	1	19	1	189
1999	216	2	52	0	162
2000	232	7	19	0	206
2001	216	8	15	0	193
2002	166	2	8	0	156
2003	152	4	5	0	143
2004	161	6	6	0	149
2005	168	13	12	0	143
2006	171	12	26	0	133
2007	249	22	57	0	170
Média	198,3	6,9	21,4	0,2	169,8

Nota: Todos os dados foram obtidos da base de dados Economática®.

Foram excluídas as empresas com patrimônio líquido (PL) nulo ou negativo, assim como as que não tinham informação sobre o PL ou o VM. A coluna mais à direita da Tabela 1 apresenta a quantidade final de empresas na amostra para cada ano depois das exclusões. A ação que deixou de ser negociada a partir de certo ano foi retirada da amostra somente neste ano, permanecendo na amostra nos períodos anteriores para evitar o viés de sobrevivência.

Os valores de fechamento mensal do Ibovespa e da taxa de juro efetiva média mensal das operações com Certificados de Depósito Interfinanceiros (CDI), calculada pela CETIP S.A. - Balcão Organizado de Ativos e Derivativos, também foram obtidos da Economática® para o mesmo período. Além disso, o patrimônio líquido das empresas divulgado no último trimestre de cada ano calendário foi coletado entre 1994 e 2005. A informação preferencial era a do balanço consolidado da empresa, porém, quando este não existia, foi usado o balanço não consolidado.

3.2 Especificação do modelo de Fama e French

O procedimento de Neves (2003) foi empregado para o cálculo dos fatores HML e SMB às ações da amostra final de cada ano retratadas na Tabela 1. A relação VPA/VM

e o VM foram os critérios usados para a criação de nove carteiras. As ações foram ordenadas segundo o VPA/VM e divididas em três grupos: as 30% com VPA/VM mais alto (H), as 40% com valor mediano desta razão (M) e as 30% restantes (L). As carteiras foram formadas no final de junho de cada ano usando o PL do quarto trimestre do ano anterior porque as demonstrações financeiras das empresas são geralmente divulgadas durante o primeiro semestre do ano seguinte. O procedimento garante que as informações sejam absorvidas pelo mercado e refletidas nas cotações das empresas. O segundo critério foi o VM da empresa que é a cotação de fechamento da ação no último dia de junho do ano multiplicada pelo número de ações existentes. As ações foram novamente ordenadas e divididas em três grupos de acordo com este critério, as 30% maiores (B), as 40% intermediárias (M) e as 30% menores (S). Os valores limite de VPA/VM e VM empregados para a classificação em cada grupo descrito estão disponíveis com os autores.

As ações componentes das nove carteiras são as que fazem parte dos conjuntos de interseção entre os três grupos de tamanho (S, M e B) e os três grupos formados segundo a razão VPA/VM (L, M e H). As letras dos acrônimos dessas carteiras correspondem à classificação segundo o VM e à razão VPA/VM, nesta ordem: SL, SM, SH, ML, MM, MH, BL, BM e BH. A carteira BL, por exemplo, inclui as ações classificadas no grupo das empresas maiores (B) e no das empresas de baixo VPA/VM (L). O procedimento de classificação das ações foi repetido ao final de junho de cada ano para formar novas carteiras, sempre com a informação de VPA/VM de dezembro do ano anterior e o VM do final de junho do ano em questão.

Cada ação tem o mesmo peso em sua carteira no início de cada ano. Entende-se por "ano" o período compreendido entre julho do ano anterior e junho do ano em questão, lembrando que sempre se trabalhou com o último preço de cada mês. Toma-se o último preço do mês de junho do ano $t-1$, $P_{i,t-1}$, para a ação i . A quantidade teórica da ação i na carteira em que foi alocada permanece fixa durante o ano t e é igual a $Q_{i,t} = 1/P_{i,t-1}$, de forma que o montante $Q_{i,t} \times P_{i,t}$ investido em todas as ações na carteira é igual à unidade e o peso da ação na carteira é igual a $1/n$, em que n é o número de ações na carteira. O primeiro retorno mensal calculado para cada ação i em cada ano t é o de julho do ano $t-1$, que é igual ao último preço de julho do ano $t-1$ dividido pelo último preço de junho do ano $t-1$ menos 1, e assim por diante para cada mês. O procedimento de cálculo da quantidade teórica de cada ação em cada carteira é repetido no ano seguinte, $t+1$, usando-se o último preço do junho do ano anterior, t , para calcular os novos pesos de cada ação na carteira. O conjunto de ações considerado a cada recomposição das carteiras muda, dependendo de sua classificação feita a cada ano na forma já descrita.

As carteiras SL e BH foram as que apresentaram o menor número de empresas em

cada ano, com uma média de 6,1 e 6,3 ao longo dos 12 anos estudados, como mostra a Tabela 2. Houve duas carteiras-ano formadas por somente duas empresas: SL em 1996 e BH em 2005. As demais carteiras-ano contaram com pelo menos 4 empresas. Havia, portanto, poucas empresas de baixo VM que fossem *growth stocks* e poucas empresas grandes que fossem *value stocks*.

Tabela 2 – Número de ações em cada carteira por ano

As carteiras são formadas pelas ações das interseções dos três grupos formados segundo a razão VPA/VM, alta (H), média (M) e baixa (L) e dos três grupos formados segundo o valor de mercado das ações, pequeno (S), médio (M) e grande (B). Cada ano refere-se ao período a partir de julho do ano anterior até junho do ano representado na tabela.

Carteira	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Média
SL	6	2	5	9	10	7	7	4	6	6	5	6	6,1
SM	25	20	15	14	17	16	13	20	17	13	7	12	15,8
SH	29	37	37	26	35	35	27	19	22	24	28	33	29,3
ML	28	24	24	12	21	19	16	17	17	17	18	23	19,7
MM	29	39	39	37	41	42	31	23	24	25	25	31	32,2
MH	21	14	12	15	20	16	15	17	18	15	10	14	15,6
BL	26	33	28	28	31	32	24	22	22	20	17	22	25,4
BM	24	18	21	13	24	19	18	14	18	19	21	25	19,5
BH	10	8	8	8	7	7	5	7	5	4	2	4	6,3
Total	198	195	189	162	206	193	156	143	149	143	133	170	169,8

Os modelos de regressão foram estimados com retornos logarítmicos, mas todas as estatísticas descritivas foram apresentadas com retornos lineares para mais clareza. Os retornos mensais dos fatores SMB e HML foram calculados pela subtração da média de retornos logarítmicos de pares de carteiras, conforme retratado pelas Equações 2 e 3, respectivamente, onde $r_{SL,t}$ é o retorno logarítmico da carteira SL no mês t , e assim por diante.

$$SMB_t = \frac{1}{3} [(r_{SL,t} - r_{BL,t}) + (r_{SM,t} - r_{BM,t}) + (r_{SH,t} - r_{BH,t})] \quad (\text{Eq. 2})$$

$$HML_t = \frac{1}{3} [(r_{SH,t} - r_{SL,t}) + (r_{MH,t} - r_{ML,t}) + (r_{BH,t} - r_{BL,t})] \quad (\text{Eq. 3})$$

A Equação 4 apresenta o modelo de três fatores estimado, onde $r_{i,t}$ é o retorno logarítmico mensal de uma das nove carteiras i (SL, SM, etc.) no mês t , $r_{f,t}$ é a taxa efetiva mensal do CDI, igualmente na forma logarítmica, PRM_t é o prêmio de risco do mercado no mês t definido pela diferença entre o retorno logarítmico mensal do Ibovespa e $r_{f,t}$, e os fatores SMB_t e HML_t conforme sua definição nas Equações 2 e 3, respectivamente. Modelos com dois fatores e um modelo de um fator também foram estimados. Os modelos de dois fatores usam o fator PRM e um dos outros dois fatores, SMB ou HML. O

modelo de um fator usa somente o PRM e representa o CAPM. Os coeficientes foram obtidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i PRM_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Eq. 4})$$

Fama e French (1993) empregaram 25 carteiras classificadas segundo cinco grupos de VM e cinco pela relação VPA/VM como variáveis dependentes. Optamos por não repetir este método e usar somente as nove carteiras já formadas (S/L, S/M, etc.) para não correr o risco ter várias carteiras com um número muito baixo de empresas devido ao pequeno número de ações que passaram pelos filtros. A próxima seção apresenta os resultados.

4 – RESULTADOS

Primeiramente, investigou-se o comportamento dos valores mensais dos fatores HML e SMB e das carteiras que os formaram. O objetivo foi verificar se seria possível obter valores razoáveis e confiáveis destes parâmetros para a estimativa do custo de capital acionário no Brasil por meio do modelo de três fatores. Em seguida serão apresentados os resultados das regressões que verificaram a adequação dos modelos com três fatores no período analisado e o comportamento dos coeficientes obtidos períodos selecionados. Finalmente, calculou-se o custo de capital acionário para as carteiras analisadas empregando os parâmetros obtidos em períodos variados para verificar sua razoabilidade.

4.1 Valor dos fatores SMB e HML

A Tabela 3 mostra que as nove carteiras formadas para o cálculo dos fatores SMB e HML apresentaram retornos médios positivos. O retorno médio e o desvio-padrão das três carteiras S (baixo VM) foi maior do que o de todas as demais, correspondendo à evidência de Fama e French (1992, 1993) para os EUA, contrariando a de Neves (2003) e Málaga (2005) no Brasil e sugerindo que os resultados dependem do período de análise. Duas das três carteiras de alto VPA/VM (*value stocks*) tiveram desempenho melhor do que as de baixo VPA/VM (*growth stocks*). As *growth stocks* obtiveram retorno maior do que as *value stocks* somente nas carteiras com empresas pequenas (S). Este resultado é semelhante aos de Fama e French (1992, 1993), Neves (2003) e Málaga (2005). Cabe notar que também há diferenças de método entre os trabalhos brasileiros. Málaga (2005), por exemplo, separou as empresas em dois grupos de tamanho para

calcular os fatores, ponderou as carteiras por seu valor de mercado, excluiu empresas do setor financeiro e considerou mais de um tipo de ação por empresa, desde que satisfizesse seu filtro de liquidez. A Tabela 3 também mostra o retorno das carteiras em cada ano do período de análise. Todas as carteiras proporcionaram retornos positivos a partir de 2002, realçando a dependência dos resultados ao período de análise.

Tabela 3 – Retornos anuais, médias e desvio-padrão das carteiras

Média aritmética (média) e desvio-padrão (DP) do retorno mensal e média aritmética e geométrica dos retornos anuais das carteiras no período entre julho de 1995 e junho de 2007. As regras de formação das carteiras SL, SM, etc. foram apresentadas no texto e na Tabela 2. O retorno de cada carteira em cada ano é o retorno acumulado no ano de cada uma das ações que a compõe, isto é, o último preço de junho do ano anterior dividido pelo último preço de julho do ano. Todos os retornos foram calculados na forma linear $r_{i,t} = P_{i,t}/P_{i,t-1} - 1$. Todos os valores da tabela são percentuais.

Ano	SL	SM	SH	ML	MM	MH	BL	BM	BH
1996	41,68	-23,64	1,53	10,39	0,03	20,01	18,80	48,13	4,31
1997	-21,91	13,47	91,97	41,49	65,66	160,90	27,99	81,22	66,30
1998	-27,74	-8,53	15,92	-20,00	-21,35	-24,01	-30,73	-32,93	11,78
1999	60,28	-23,73	47,21	18,75	2,93	21,63	4,96	48,43	56,26
2000	85,67	228,08	112,95	68,50	60,21	144,14	68,96	40,36	51,12
2001	-24,50	-3,81	69,43	16,99	22,81	49,46	-2,53	10,32	14,82
2002	12,30	910,77	2,44	-28,42	21,05	21,47	-27,09	11,69	10,21
2003	52,44	23,18	42,23	12,11	56,46	22,28	32,03	17,88	67,06
2004	144,29	94,09	91,91	79,05	74,44	74,60	56,50	72,30	88,05
2005	223,49	76,03	66,89	27,59	38,52	34,05	16,20	28,27	4,43
2006	20,83	63,36	108,80	35,81	52,53	63,30	40,56	47,32	56,53
2007	178,51	127,06	286,49	71,13	89,31	246,29	45,98	48,41	46,49
<i>Estatísticas mensais:</i>									
Média	5,32	5,73	4,73	2,04	2,72	4,16	1,65	2,67	3,15
DP	30,88	29,64	9,28	7,48	6,69	9,10	8,15	8,66	9,97
<i>Estatísticas anuais:</i>									
Média	62,11	123,03	78,15	27,78	38,55	69,51	20,97	35,12	39,78
Méd. geo.	44,34	60,90	66,44	23,40	34,45	55,99	16,94	31,33	36,97

A Tabela 4 mostra os retornos dos fatores HML e SMB para cada ano. O prêmio por tamanho (SMB) apresentou valores negativos somente em três dos 12 anos analisados, todos na década de 1990 (1995, 1996 e 1998), o que ajuda a explicar resultados empíricos de estudos brasileiros anteriores. O prêmio por valor (HML) também apresentou valores positivos em nove dos 12 anos. Em geral, as empresas menores e as de alto índice VPA/VM tiveram desempenho superior. Os valores encontrados para os parâmetros foram diferentes dos de Neves (2003) no período de 1995 a 2001, que são os anos em comum com aquele estudo. O método que usado neste artigo é diferente em alguns pontos, particularmente quanto ao filtro por liquidez, e resultou em um número menor de empresas do que em Neves (2003).

Tabela 4 – Evolução dos parâmetros HML e SMB

Retorno acumulado em um ano para cada uma das carteiras igualmente ponderadas. O retorno anual de cada ação de uma carteira é a variação percentual do último preço de junho do ano $t-1$ em relação ao último preço de junho do ano t , que é o ano apresentado na tabela. O retornos anuais da carteiras H são a média aritmética dos retornos anuais das carteiras SH, MH e BH. O mesmo é feito para a carteira L a partir das carteiras SL, ML e BL, para a carteira S a partir das carteiras SL, SM e SH e para a B a partir das carteiras BL, BM e BH. O fator HML é a diferença entre os retornos de H e L . O fator SMB é diferença entre os retornos de S e B . As regras de formação das carteiras SL, SM, etc. foram apresentadas no texto e na Tabela 2. Todos os valores são percentuais.

Ano	H	L	HML	S	B	SMB
1996	8,62	23,62	-15,01	6,52	23,75	-17,23
1997	106,39	15,85	90,54	27,84	58,51	-30,66
1998	1,23	-26,16	27,39	-6,78	-17,30	10,51
1999	41,70	28,00	13,70	27,92	36,55	-8,63
2000	102,73	74,38	28,36	142,23	53,48	88,75
2001	44,57	-3,35	47,92	13,70	7,54	6,17
2002	11,37	-14,40	25,78	308,50	-1,73	310,23
2003	43,86	32,19	11,66	39,28	38,99	0,29
2004	84,86	93,28	-8,43	110,10	72,28	37,81
2005	35,12	89,09	-53,97	122,14	16,30	105,84
2006	76,21	32,40	43,81	64,33	48,14	16,19
2007	193,09	98,54	94,55	197,35	46,96	150,39
MA 1996-2007	62,48	36,95	25,53	87,76	31,96	55,81
MG 1996-2007	55,17	30,68	18,12	69,94	29,27	35,83

Nota: "MA" é média aritmética e "MG" é média geométrica.

A Tabela 5 mostra uma análise dos valores mensais do PRM e dos fatores HML e SMB que são calculados com retornos mensais logarítmicos como descrito anteriormente. As médias dos fatores SMB e HML são positivas, mais uma vez sugerindo um prêmio de risco para as empresas de menor VM e para as *value stocks*, como já havia sido apontado na análise da Tabela 3. Contudo, é importante notar que supor a existência de um prêmio para ações de empresas de baixo VM pode ser precário uma vez que em 67 dos 144 meses analisados, ou em 47% dos meses, o retorno das empresas de alto VM foi maior. No caso do prêmio para as *value stocks*, em 58 dos 144 meses, ou em 40% dos meses, o retorno das *growth stocks* foi maior. Isto sugere que pode haver alternância das estratégias ganhadoras em amostras provenientes de períodos mais longos do que os deste estudo. A alternância foi pronunciada no caso do fator relacionado ao VM, conforme os resultados deste e de estudos brasileiros anteriores.

Tabela 5 – Resumo estatístico dos parâmetros do modelo de Fama e French

Estatísticas para os retornos logarítmicos mensais dos fatores PRM, HML e SMB usados na Equação 4 no período entre junho de 1995 e julho de 2007. A definição dos fatores e sua regra de formação estão no texto e também são dados pelas Equações 2 e 3.

	PRM	HML	SMB
Média (%)	0,25	1,47	1,71
Desvio-padrão (%)	9,82	6,91	8,82
Erro-padrão	0,82	0,58	0,74
Máximo (%)	19,98	30,99	46,60
Mínimo (%)	-51,80	-44,50	-31,67
Nº positivos	82	86	77
Nº negativos	62	58	67
Nº de observações	144	144	144
Correlações:			
PRM	1		
HML	-0,0657	1	
SMB	-0,3447	-0,4269	1

Os erros-padrão da média histórica dos fatores HML e SMB não denunciam a qualidade da média amostral como estimativa da média populacional. Contudo, o erro-padrão do PRM é muito alto. Se, por um lado, as médias históricas de HML e SMB são muito elevadas, podendo ser questionáveis do ponto de vista meramente financeiro, mas aparentando ser estimativas aceitáveis da média da população, por outro lado, a média histórica do PRM não é tão elevada, mas não é uma estimativa aceitável da média da população. A Tabela 5 também apresenta as correlações entre os valores históricos dos fatores PRM, HML e SMB. Todas as correlações são negativas. A correlação entre PRM e HML é a mais próxima de zero e a entre HML e SMB a mais distante de zero.

A Tabela 6 apresenta uma análise dos retornos mensais lineares para períodos selecionados. No período total de 144 meses, a primeira linha da tabela, os retornos médios anuais, a partir dos mensais, são 8,74%, 12,12% e 33,26% para os fatores PRM, HML e SMB, respectivamente. Estes valores sugerem que os prêmios associados ao investimento em ações de alto VPA/VM e de baixo VM são maiores do que o prêmio de risco do mercado (PRM). Mais uma vez, os dados insinuam que a estratégia de investir em ações de baixo VM pode apresentar retorno maior do que em *value stocks*. Os valores médios dos fatores SMB e HML são positivos em todos os períodos selecionados, mas o PRM é negativo em alguns períodos. Contudo, os valores médios históricos de SMB e HML são muito altos e podem levar a estimativas questionáveis para o custo do capital acionário no Brasil, a não ser que os coeficientes estimados para estes prêmios na próxima seção sejam bem menores do que a unidade.

Tabela 6 – Retorno médio dos fatores PRM, HML e SMB em períodos selecionados

Os retornos mensais foram calculados na forma linear usando o último preço de cada mês e do mês anterior. O retorno médio anual é a média do retorno anual de cada ano do período. O retorno anual de cada período é obtido usando o último preço do ano e o último preço do ano anterior. O ano é definido pelo período compreendido entre julho do ano $t-1$ e junho do ano t . Todos os períodos iniciam em junho do ano inicial e terminam em julho do ano final do período. Todos os retornos em percentual. "MA" é média aritmética e "MG" é média geométrica.

Período	Nº de meses	PRM			HML			SMB		
		MA mensal	MG anual	MA anual	MA mensal	MG anual	MA anual	MA mensal	MG anual	MA anual
1995 - 2007	144	0,73	9,10	8,74	1,01	12,82	12,12	2,77	38,83	33,26
1997 - 2007	120	0,21	2,58	2,55	0,86	10,80	10,30	3,65	53,83	43,85
1999 - 2007	96	0,57	7,11	6,88	1,31	16,88	15,70	3,96	59,30	47,48
1995 - 2001	72	0,71	8,88	8,54	1,07	13,60	12,82	0,89	11,23	10,69
2001 - 2007	72	0,75	9,32	8,94	0,95	12,04	11,42	4,65	72,58	55,83
1997 - 2002	60	-1,11	-12,58	-13,37	1,01	12,77	12,07	4,31	65,87	51,69
2002 - 2007	60	1,54	20,12	18,47	0,71	8,86	8,52	3,00	42,60	36,01
1995 - 1999	48	1,04	13,18	12,45	0,41	5,08	4,96	0,40	4,93	4,83
1999 - 2003	48	-0,76	-8,78	-9,15	1,87	24,94	22,47	4,21	63,97	50,48
2003 - 2007	48	1,91	25,49	22,92	0,74	9,31	8,93	3,71	54,75	44,47

Os resultados para os dois períodos de 72 meses na Tabela 6 são semelhantes, o que é alvissareiro para o emprego das médias históricas dos fatores como valores esperados dos parâmetros do modelo de três fatores. Contudo, há grande divergência nas médias históricas dos dois períodos de 60 meses e dos três de 48 meses selecionados. Os resultados da Tabela 6 preconizam que será difícil encontrar valores esperados de consenso para cada um dos fatores a partir dos dados históricos se não forem empregados períodos longos de estimação. Os valores obtidos até este ponto aventam dificuldades para o emprego prático do modelo de Fama e French no cálculo do custo de capital acionário no Brasil.

4.2 Coeficientes do modelo de três fatores

A Tabela 7 contém os resultados principais das regressões e apresenta os coeficientes de cada fator obtidos para o período entre julho de 1995 e junho de 2007. O modelo de um fator, que representa o CAPM clássico, apresenta coeficientes beta significativos e menores do que a unidade para todas as carteiras. As carteiras das empresas maiores (BL, BM e BH) apresentam coeficientes de determinação e betas maiores do que as demais. O intercepto é significativo ao nível de 5% em dois casos e a 10% em três. O PRM é relevante na explicação dos retornos no Brasil, mas há indícios de fatores de risco omitidos nos casos em que o intercepto era significativo, como já foi apontado por muitos estudos, como os de Machado e Medeiros (2011), por exemplo.

Há um aumento do poder explicativo dos retornos das carteiras ao se acrescentar os fatores HML e SMB ao modelo, como indica o coeficiente de determinação ajustado (R^2) na Tabela 7. O coeficiente de determinação ajustado expurga o efeito de se inflar o coeficiente de determinação tradicional pela simples adição de variáveis independentes e seu aumento pode ser considerado como uma melhora real do poder explicativo do modelo. O aumento mais expressivo do R^2 ajustado aparece nas carteiras de baixo VM (S).

Os coeficientes beta permaneceram positivos, significativos e menores do que a unidade no modelo de três fatores, indicando que o fator PRM é crucial para a estimativa do custo de capital acionário no Brasil, mesmo diante de outros possíveis fatores de risco, como já fora constatado por Machado e Medeiros (2011) e Neves (2003), por exemplo. Contudo, é interessante notar que todos os coeficientes beta são maiores na presença dos fatores adicionais do que quando são estimados somente com o fator PRM no modelo de um fator. Os aumentos mais expressivos dos beta se dão nas carteiras com empresas de VM baixo.

O coeficiente h do fator HML não é significativo e é praticamente nulo para a carteira ML (VM intermediário e VPA/VM baixo) e é significativamente negativo para as carteiras SL e BL (VM baixo ou alto e VPA/VM baixo). O coeficiente histórico do HML para ações de baixo VPA/VM, as *growth stocks*, reduz a estimativa de seu custo de capital ao não adicionar ou mesmo subtrair o prêmio de risco esperado do fator HML. O coeficiente s não é significativo para todas as carteiras de maior VM (BH, BM e BL), sugerindo a inexistência de prêmio por tamanho para ações de empresas grandes no Brasil. O intercepto permanece significativo ao nível de 5% apenas nas carteiras SL e SM, apontando que ainda pode haver fatores de risco omitidos, que podem ser os fatores WML e de liquidez empregados por Machado e Medeiros (2011) ou, ainda, fatores macroeconômicos, como os usados por Schor, Bonomo e Pereira (2002).

Foram feitos alguns testes de robustez. Seus resultados não são mostrados neste artigo por falta de espaço, mas estão disponíveis com os autores. Neves (2003), Rogers e Securato (2009) e Leal e Rodrigues (2003) notam que modelos com o PRM e somente um dos dois fatores, HML ou SMB, poderiam ser melhores. As correlações exibidas na Tabela 5 já sugeriam que poderia haver problemas ao se empregar os três fatores conjuntamente. Houve pouco aumento nos coeficientes de determinação do modelo com o PRM e HML comparados aos do modelo de um fator, com a exceção das carteiras SL e MH. O coeficiente do fator HML foi marginalmente significativo ou não significativo para quatro das nove carteiras. Os resultados para o modelo com o PRM e SMB revelam aumento notável do R^2 das carteiras de empresas menores. Por outro lado, a adição do fator SMB não representou melhora no poder explicativo dos retornos das carteiras com

empresas maiores e seu coeficiente foi insignificante para todas elas. Os resultados dos modelos de dois fatores não contradizem, contudo, os apresentados na Tabela 7 para o modelo de três fatores.

Tabela 7 – Coeficientes dos modelos de um e de três fatores

Regressão pelo método dos mínimos quadrados ordinários das carteiras usando o modelo de um fator (PRM) (CAPM) e o modelo de três fatores de Fama e French (PRM, HML e SMB) retratado pela Equação 4 com retornos logarítmicos mensais no período de julho de 1995 a junho de 2007. Os coeficientes β , h e s correspondem aos fatores PRM, HML e SMB, respectivamente e α é o intercepto. As regras de formação das carteiras SL, SM, etc. foram apresentadas no texto e na Tabela 2. A definição dos fatores e sua regra de formação estão no texto e também são dados pelas Equações 2 e 3. "*" indica significância ao nível de 10% e "**" a 5%. As estatísticas t dos coeficientes estão entre parênteses. O coeficiente de derivação R^2 reportado é o ajustado.

Carteira	Modelo de um fator			Modelo de três fatores				R^2
	α	β	R^2	α	β	h	s	
SL	1,31 (0,93)	0,64** (4,46)	0,12	1,54** (2,06)	0,88** (11,36)	-1,31** (-11,52)	0,97** (10,16)	0,79
SM	2,26* (1,84)	0,26** (2,06)	0,02	-1,93** (-2,11)	0,77** (8,08)	1,05** (7,53)	1,48** (12,69)	0,54
SH	2,49** (4,07)	0,49** (7,91)	0,30	0,50 (1,00)	0,72** (14,06)	0,56** (7,37)	0,65** (10,35)	0,61
ML	-0,01 (-0,02)	0,51** (10,78)	0,45	-0,33 (-0,68)	0,56** (11,19)	0,00 (0,03)	0,18** (2,88)	0,48
MM	0,71* (1,75)	0,48** (11,40)	0,47	0,07 (0,18)	0,55** (12,61)	0,17** (2,64)	0,22** (4,05)	0,52
MH	1,95** (3,22)	0,49** (7,94)	0,30	0,26 (0,49)	0,65** (11,45)	0,65** (7,81)	0,40** (5,83)	0,52
BL	-0,52* (-1,66)	0,75** (23,43)	0,79	-0,27 (-0,82)	0,73** (21,47)	-0,14** (-2,86)	-0,02 (-0,45)	0,80
BM	0,43 (1,48)	0,81** (26,98)	0,86	0,20 (0,63)	0,83** (25,33)	0,10** (2,15)	0,05 (1,14)	0,84
BH	0,79 (1,49)	0,77** (14,09)	0,58	0,18 (0,32)	0,80** (14,11)	0,34** (3,99)	0,07 (0,97)	0,62

Os coeficientes foram estimados para subperíodos de um a seis anos. Os coeficientes mais estáveis são os derivados dos retornos em períodos maiores, de 60 e 72 meses. Os coeficientes dos subperíodos com 48 meses ou menos apresentam muita instabilidade. Os coeficientes também foram estimados em janelas móveis de 60 meses durante todo o período amostral. Os resultados mostram que o coeficiente beta apresenta bastante estabilidade ao longo do período amostral enquanto os demais flutuam bastante. Os resultados detalhados não podem ser mostrados por falta de espaço, mas estão disponíveis com os autores. A Tabela 8 apresenta um resumo destes resultados para os períodos de 60 e 72 meses.

Tabela 8 – Estimativas do custo de capital acionário

As estimativas foram feitas para as carteiras SL, SM, etc. cujas regras de formação foram apresentadas no texto e na Tabela 2. Os coeficientes foram obtidos por meio de regressões pelo método dos mínimos quadrados ordinários das carteiras usando o modelo de um fator (PRM) (CAPM) e o modelo de três fatores (PRM, HML e SMB) de Fama e French (FF) retratado pela Equação 4 com retornos logarítmicos mensais nos períodos indicados na tabela. Os coeficientes β , h e s correspondem aos fatores PRM, HML e SMB, respectivamente. As regras de formação das carteiras SL, SM, etc. foram apresentadas no texto e na Tabela 2. A definição dos fatores e sua regra de formação estão no texto e também são dados pelas Equações 2 e 3. Todos os coeficientes são significativos ao nível de 5% exceto os mostrados em itálico. Todos os períodos iniciam em junho do ano inicial e terminam em julho do ano final do período. O custo de capital acionário (r_i) de cada carteira foi estimado usando a equação abaixo para o modelo FF, empregando os coeficientes mostrados na tabela, os valores dos fatores PRM, HML e SMB obtidos na Tabela 6, como estimativas de seus respectivos valores esperados, e uma taxa livre de riscos de 0,72% ao mês, que correspondia a 9% ao ano vigente em maio de 2012. O custo de capital acionário estimado pelo CAPM usou os betas obtidos para este modelo na Tabela 7.

$$E[r_i] = r_f + \beta_i E[PRM] + h_i E[HML] + s_i E[SMB]$$

	Período	Meses	SL	SM	SH	ML	MM	MH	BL	BM	BH
<i>Coeficientes:</i>											
β CAPM	95-07	144	0,64	0,26	0,49	0,51	0,48	0,49	0,75	0,81	0,77
	95-07	144	0,88	0,77	0,72	0,56	0,55	0,65	0,73	0,83	0,80
β FF	95-01	72	1,09	0,57	0,79	0,53	0,58	0,73	0,72	0,90	0,82
	01-07	72	0,86	0,73	0,76	0,67	0,62	0,74	0,76	0,79	0,80
	97-02	60	0,80	1,07	0,62	0,51	0,48	0,57	0,76	0,85	0,87
	02-07	60	1,06	0,52	0,79	0,65	0,67	0,81	0,69	0,86	0,81
	95-07	144	-1,31	1,05	0,56	0,00	0,17	0,65	-0,14	0,10	0,34
h	95-01	72	-0,86	0,59	0,77	0,08	0,36	1,00	-0,11	0,27	0,36
	01-07	72	-1,35	1,16	0,46	-0,16	0,03	0,31	-0,21	-0,03	0,51
	97-02	60	-1,51	1,66	0,34	0,02	0,14	0,64	-0,12	0,19	0,42
	02-07	60	-1,05	0,19	0,95	-0,04	0,12	0,48	-0,18	-0,05	0,30
	95-07	144	0,97	1,48	0,65	0,18	0,22	0,40	-0,02	0,05	0,07
s	95-01	72	1,61	0,84	0,91	0,22	0,41	0,75	-0,01	0,21	0,16
	01-07	72	0,61	1,75	0,52	0,18	0,09	0,28	-0,04	-0,02	-0,05
	97-02	60	0,80	2,09	0,38	0,12	0,16	0,31	-0,01	0,08	0,21
	02-07	60	1,09	0,42	1,11	0,27	0,21	0,53	-0,04	-0,01	-0,33
	<i>Estimativas do custo de capital acionário:</i>										
CAPM	95-07	144	16,35	15,39	14,95	13,55	13,46	14,33	15,03	15,91	15,65
	95-07	144	32,71	77,31	43,34	19,53	22,83	35,51	12,67	18,78	22,10
FF	95-01	72	24,08	30,04	34,98	16,53	22,58	35,71	13,26	22,02	21,96
	01-07	72	35,03	126,08	49,74	22,89	19,58	34,46	10,85	14,29	18,86
	97-02	60	21,06	122,60	24,16	8,30	12,22	24,84	-3,45	3,76	13,00
	02-07	60	58,52	34,99	71,29	30,03	29,60	46,78	18,42	23,75	14,28

4.3 Estimativas do custo de capital acionário com o modelo de três fatores

A Tabela 8 apresenta as estimativas do custo de capital acionário para as nove carteiras com coeficientes obtidos nos períodos total, de 72 e 60 meses. O custo de capital acionário (r_i) de cada carteira foi estimado usando a Equação 5 para o modelo de

três fatores, empregando os coeficientes mostrados na Tabela 8, os valores dos fatores PRM, HML e SMB obtidos da Tabela 6, como estimativas de seus respectivos valores esperados, e uma taxa livre de riscos de 0,72% ao mês, que correspondia a 9% ao ano vigente em maio de 2012. O custo de capital acionário estimado pelo CAPM usou os betas obtidos para este modelo na Tabela 7.

$$E[r_i] = r_f + \beta_i E[PRM] + h_i E[HML] + s_i E[SMB] \quad (\text{Eq. 5})$$

Os custos de capital acionário estimados pelo modelo de três fatores aparentam ser muito altos para todas as carteiras com empresas pequenas (S) e para a maioria das carteiras com empresas de VM intermediário. As estimativas para as empresas de maior VM são as mais próximas daquelas oferecidas pelo CAPM. É razoável esperar que o retorno esperado para empresas menores seja maior do que o para empresas maiores, embora o CAPM ofereça apenas recompensa pelo risco não diversificável. Contudo, muitas das estimativas obtidas para as empresas de tamanho menor ou intermediário são muito elevadas e inviabilizariam a imensa maioria dos projetos de investimento se empregadas como taxa de desconto em sua avaliação. As estimativas oferecidas pelo CAPM na Tabela 8 são, em geral, mais palatáveis do que as do modelo de três fatores. Embora os fatores SMB e HML aumentem o poder explicativo do PRM sobre os retornos das carteiras usadas neste estudo, não nos sentimos à vontade para concluir que suas médias e coeficientes históricos ofereçam estimativas aceitáveis do custo de capital acionário brasileiro.

5 – CONCLUSÕES

O modelo de três fatores de Fama e French foi aplicado com sucesso em alguns países, em especial nos EUA, porém seu uso no Brasil apresenta alguns desafios. O primeiro é que não existem muitas ações com liquidez no mercado, o que dificulta a formação de carteiras diversificadas para a construção dos fatores do modelo. Além disso, pode ser que não haja um histórico suficientemente longo para se obterem estimativas históricas confiáveis em função do regime de inflação muito alta anterior a 1994.

O método usado para o cálculo também parece influenciar diretamente os resultados, não havendo um consenso quanto ao melhor a ser empregado. Os coeficientes e os prêmios dos fatores de risco são essenciais para o cálculo do custo de capital acionário. Os resultados aqui apresentados lançam dúvidas sobre a validade da

aplicação prática do modelo de três fatores mediante a instabilidade apresentada pelos coeficientes e os valores elevados dos prêmios históricos médios dos dois fatores adicionais sugeridos por Fama e French (1993). As estratégias ganhadoras, com empresas pequenas ou com *value stocks* parecem se alternar no período analisado. Há dúvidas tanto sobre a razoabilidade financeira quanto sobre a representatividade estatística das médias históricas dos fatores de risco.

Apesar de terem sido encontrados valores estatisticamente significativos para várias carteiras, tanto o número de meses da regressão quanto o período escolhido influenciaram bastante os resultados. O único parâmetro que foi consistentemente significativo em todas as carteiras foi o beta do prêmio de risco do mercado do CAPM, indicando ser este fator indispensável para o apreçamento de ativos no Brasil.

Os resultados sugerem que houve um prêmio, principalmente nos últimos anos, para empresas pequenas e para as *value stocks*, em linha com o modelo original de Fama e French (1993). O problema é que muitos dos valores históricos médios dos prêmios são excessivamente altos, gerando estimativas de custo de capital acionário questionáveis. A aplicação do modelo de Fama e French no país parece exacerbar as diferenças entre empresas pequenas e de valor em comparação com empresas grandes e de crescimento.

As limitações deste trabalho se traduzem em sugestões para novas investigações. Pode-se tentar empregar períodos maiores, mesmo que ao custo de mais volatilidade, estendendo a análise tanto para antes de 1995 quanto, e principalmente, para depois da crise financeira mundial de 2008. Embora este trabalho tenha tentado estimar o modelo de três fatores usando dados de um período favorável para o investimento no mercado de ações brasileiro, ainda assim não conseguimos estimativas razoáveis para o custo de capital acionário das empresas. Outra sugestão é aprofundar o estudo das diferenças entre os métodos de formação das carteiras, admitindo-se mais empresas, certamente ao custo de sua baixa liquidez, e aumentando e equilibrando o número de integrantes das carteiras. O filtro de liquidez que empregamos pode ter sido muito rigoroso.

Como palavra final, não constatamos vantagens no uso do modelo de Fama e French (1993) para estimar o custo de capital acionário no Brasil, apesar de ele aumentar o poder explicativo do CAPM clássico. A complexidade maior de se estimar dois fatores novos não parece vir acompanhada de valores intuitivamente aceitáveis do custo de capital acionário na maioria dos casos.

6 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSAF NETO, A.; LIMA, F. B.; ARAÚJO, A. M. P. de. Uma proposta metodológica para o cálculo do custo de capital no Brasil. **Revista de Administração**, v. 43, n. 1, p. 72-83, 2008.

BANZ, R. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.

BASU, S. Investment performance on common stocks in relation to their price/earnings ratio: a test of the efficient market hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 3, p. 663-682, 1977.

BENETTI, C.; DECOURT, R. F.; TERRA, P. R. S. The practice of corporate finance in Brazil and in the USA: comparative survey evidence. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 7., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo, 2007.

BHANDARI, L. Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507-528, 1988.

BRAGA, C. M.; LEAL, R. P. C. Ações de valor e crescimento nos anos 90. In: BONOMO, M. A. (Org.). **Finanças aplicadas no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, p. 235-248, 2002.

BRUNER, R.; et al. Best practices in estimating the cost of capital: survey and synthesis. **Financial Practice and Education**, v. 8, n. 1, p. 13-28, 1998.

CARHART, M. M. On the persistence of mutual fund performance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.

SILVA, A. L. C. Modeling and estimating a higher systematic co-moment asset pricing model in the Brazilian stock market. **Latin American Business Review**, v. 6, n. 4, p. 85-101, 2006.

CHAN, L.; JEGADEESH, N.; LAKONISHOK, J. Momentum strategies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 5, p. 1681-1713, 1996.

COSTA JÚNIOR, N. C. A.; MESCOLIN, A.; BRAGA, C. M. Risco e retorno das *value e growth stocks* no mercado de capitais brasileiro. In: Encontro Nacional da Associação Nacional de Programas de Pós-Graduação em Administração - ENANPAD, 21., 1997, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 1997.

COSTA JR., N. C. A.; NEVES, M. B. E. Variáveis fundamentalistas e o retorno das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 1, p. 123-137, 2000.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of**

Finance, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55-84, 1996.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Industry costs of equity. **Journal of Financial Economics**, v. 43, n. 2, p. 153-193, 1997.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Value versus growth: the international evidence. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p.1975-1999, 1998.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.

GRAHAM, J. R.; HARVEY, C. R. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. **Journal of Financial Economics**, v. 60, n. 2-3, p. 187-243, 2001.

GRIFFIN, J. Are the Fama and French factors global or country specific? **Review of Financial Studies**, v. 15, n. 3, p. 783-803, 2002.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.

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

LEAL, R. P. C.; RODRIGUES, M. A. O modelo de três fatores de Fama e French no Brasil. In: DUARTE JÚNIOR, A. M.; VARGA, G. (Orgs.). **Gestão de Riscos no Brasil**. Rio de Janeiro: Financial Consultoria, p.125-140, 2003.

LIEW, J.; VASSALOU, M. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? **Journal of Financial Economics**, v. 57, n. 2, p. 221-245, 2000.

LUCENA, P.; PINTO, A. C. F. Anomalias no mercado de ações brasileiro: uma modificação no modelo de Fama e French. **RAC-Eletrônica**, v. 2 n. 3, p. 509-530, 2008. Disponível em: < http://www.anpad.org.br/periodicos/arq_pdf /a_829.pdf>. Acesso em: 3 maio, 2012.

MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. de. 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.

MÁLAGA, F. K. **Retorno de ações: modelo de Fama e French aplicado ao mercado acionário brasileiro**. São Paulo: Saint Paul, 2005.

MERTON, R. C. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, v. 41, n. 5, p. 867-887, 1973.

MOERMAN, G. A. (2005). How domestic is the Fama and French three-factor model? An application to the Euro Area. **SSRN Social Science Research Network**, Rotterdam, April, 2005. No. ERS-2005-035-F&A. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=738363>>. Acesso em: 3 maio, 2012.

NEVES, M. B. E. **Três ensaios em modelos de apreçamento de ativos**. 2003, 143f. Tese (Doutorado em Administração) – Instituto Coppead de Administração. Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Estudo comparativo no mercado brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), modelo de três fatores de Fama e French e Reward Beta Approach. **RAC-Eletrônica**, v. 3, n. 1, p. 159-179, 2009. Disponível em: <http://www.anpad.org.br/periodicos/arq_pdf/a_819.pdf> Acesso em: 3 maio, 2012.

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive evidence of market inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, v. 11, n. 2, p. 9-17, 1985.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

ROSTAGNO, L. M.; SOARES, R. O.; SOARES, K. T. C. Estratégias de valor e de crescimento em ações na Bovespa: uma análise de sete indicadores relacionados ao risco. **Revista de Contabilidade e Finanças**, v. 17, n. 42, p. 7-21, 2006.

SCHOR, A.; BONOMO, M.; PEREIRA, P. V. Arbitrage Pricing Theory (APT) e Variáveis Macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 1, n. 1, p. 1-17, 2002.