
A ADIÇÃO DO FATOR DE RISCO MOMENTO AO MODELO DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS DOS TRÊS FATORES DE FAMA & FRENCH APLICADO AO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

DOI: 10.5700/rege433

ARTIGO – FINANÇAS

Adriano Mussa

Doutorando em Administração (Finanças) pela FEA/USP
Mestre em Administração (Finanças) pela PUC/SP
Professor da FIA, Saint Paul e Insper

Rubens Famá

Doutor em Administração (Finanças) pela FEA/USP
Professor Titular do Departamento de Administração da PUC/SP

José Odílio dos Santos

Doutor em Administração (Finanças) pela FGV/SP
Professor do Departamento de Administração da PUC/SP

RESUMO

O objetivo do presente artigo é investigar a validade do “Modelo de Precificação de Ativos dos Quatro Fatores” no mercado acionário brasileiro. Esse modelo é definido pela adição do Fator de Risco Momento ao Modelo dos Três Fatores de Fama e French. Dessa forma, os quatro fatores são: o Mercado, conforme indicado pelo CAPM; o Tamanho da Empresa, definido pelo valor de mercado do patrimônio líquido; o Índice *Book-to-Market* ou B/M, definido pela relação entre o valor contábil e de mercado do patrimônio líquido; e o Momento, definido pelo desempenho acumulado dos retornos das ações. A metodologia utilizada foi a mesma adotada por Fama e French (1993). Foram usadas as ações listadas na Bolsa de Valores do Estado de São Paulo–BOVESPA, no período de 1995 a 2006. Testou-se a significância de cada fator utilizando-se a estatística *t* de Student. A validade do modelo foi testada por meio da análise dos coeficientes de determinação, R^2 , das regressões temporais. Os resultados verificados apresentaram evidências de que o Modelo dos Quatro Fatores é válido para o mercado acionário brasileiro, sendo superior ao Modelo dos Três Fatores, e também ao CAPM, na explicação das variações dos retornos das ações da amostra. A relevância de cada fator de risco variou de acordo com as características das carteiras.

Palavras-chave: CAPM, APT, Retorno, Risco, Beta.

THE ADDITION OF THE MOMENT RISK FACTOR FOR THREE FACTORS ASSET PRICING MODEL, DEVELOPED BY FAMA & FRENCH, APPLIED TO THE BRAZILIAN STOCK MARKET

ABSTRACT

The objective of this article is to investigate the validity of the “four factors assets pricing model” in the Brazilian stock market. This model is defined by the addition of the risk moment factor to the famous three factors developed by Fama and French. Therefore, the four factors are: the market, as indicated by Capital Asset Pricing Model (CAPM); the size of the enterprise, defined by the value of its net equity; the Book-to-Market rate (defined by the relation between the book value and market value); and the Moment, that is

defined by the stocks valorization within a certain period of time. During this investigation it has utilized the same methodology adopted by Fama and French (1993). Such survey focused on the shares traded through the Sao Paulo Stock Exchange (BOVESPA) between 1995 and 2006. The signification of each factor was tested using to statistic T of Student. The model effectiveness was tested through coefficients of determination R2 analysis of regressions timing. The research results proof that this model is applicable to the Brazilian Stock Market, being superior to the Three Factors Model, and also to CAPM, while explaining the gains of the sampled shares. The relevance of each factor of risk varied in accordance with the characteristics of each portfolio.

Key words: CAPM, APT, Return, Risk, Beta.

1. INTRODUÇÃO

Os modelos de precificação de ativos são, sem dúvida, um dos assuntos mais discutidos e pesquisados em Finanças. A sua importância é facilmente observada em vários ramos das Finanças. Conforme Damodaran (1997), a previsão de retornos, as questões relativas às formas de mensuração do risco, à maneira como é recompensado e à sua própria extensão são fundamentais em decisões de investimento, do momento da alocação de ativos até sua posterior avaliação. Além disso, o tema é essencial para as empresas, administradores e investidores, sejam eles individuais ou pessoas jurídicas.

O trabalho de Markowitz (1952) sobre a teoria de carteiras foi um dos mais importantes legados para o desenvolvimento dos modelos de precificação de ativos. Conforme essa teoria, dois termos, a média e a variância dos ativos, formam a base para a tomada de decisão dos investidores racionais, que são sempre avessos ao risco. Assim, se os investidores optarem por aceitar mais risco, exigirão um maior retorno correspondente.

Sharpe (1964), baseado no trabalho de Markowitz (1952), desenvolveu o modelo denominado *Capital Asset Pricing Model*—CAPM. O CAPM é um dos modelos mais utilizados no mundo até hoje, e os estudos por ele suscitados praticamente dominaram os trabalhos acadêmicos durante mais de três décadas. Segundo esse modelo, o retorno de qualquer ativo é determinado pelo retorno do ativo livre de risco e pelo prêmio de mercado multiplicado pelo fator beta, que mede a sensibilidade dos retornos do ativo em relação à carteira de mercado. Trata-se, portanto, de um modelo de fator único, o beta, que seria o fator que explicaria a diferença de retorno exigido entre os ativos, numa relação linear.

Diversos autores do mundo inteiro passaram então a testar empiricamente a validade do CAPM. Muitos pesquisadores encontraram evidências conducentes à validação do modelo. Entre eles, podem-se citar Black, Jensen e Scholes (1972) e Fama e MacBeth (1973). O desenvolvimento dos testes trouxe o debate sobre suas deficiências, principalmente por se tratar de um modelo no qual apenas uma variável é

responsável pela determinação do retorno dos ativos. Dentre os estudos que identificaram tais ineficiências e terminaram por caracterizar algumas anomalias de mercado, podem-se citar os de Banz (1981), de Lakonishok e Shapiro (1986), de Jaffe, Keim e Westerfield (1989) e de Fama e French (1992). Muitos desses autores passaram então a sugerir que novas variáveis fossem agregadas ao CAPM.

Na busca por fatores que pudessem melhorar o poder explicativo do CAPM e capturar anomalias do mercado, Fama & French (1993) formularam o modelo dos três fatores. Esse modelo, segundo os autores, poderia explicar significativamente os retornos das ações. Os fatores de risco do modelo são o mercado, conforme definido pelo CAPM, o tamanho da empresa, definido pelo valor de mercado do patrimônio líquido, e o índice *Book-to-Market* ou B/M, definido pela relação entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido. Málaga e Securato (2004) testaram esse modelo para o mercado brasileiro, encontrando evidências de sua superioridade, em relação ao CAPM, na explicação das variações dos retornos das carteiras.

Conforme os próprios Fama e French (1996, 2004), o modelo de três fatores captura a maior parte das anomalias não assimiladas pelo fator mercado, exceto a anomalia denominada momento. Um grande número de estudos, iniciados por Jegadeesh e Titman (1993), demonstraram que estratégias de momento, que envolvem a compra (venda) de ações que tiveram um bom (mau) desempenho nos últimos doze meses, tendem a produzir retornos anormais positivos durante o ano subsequente. Os resultados de Jegadeesh e Titman (1993) foram corroborados por Fama e French (1996) e Jegadeesh e Titman (2001) para o mercado norte-americano, por Rouwenhorst (1998) para o mercado europeu, e por Rouwenhorst (1999) para os mercados emergentes, incluindo o Brasil. Também para o mercado brasileiro, destacam-se os trabalhos de Lemos e Costa Jr. (1995) e Mussa *et. al* (2007).

Uma vez identificado o fator momento, alguns estudos, a partir do trabalho pioneiro de Carhart (1997), passaram a adicioná-lo ao modelo dos três

fatores de Fama e French (1993), construindo o que ficou conhecido como modelo dos quatro fatores. Em seu estudo, Carhart (1997) encontrou evidências empíricas para afirmar a superioridade do modelo dos quatro fatores, em relação ao modelo dos três fatores, na explicação dos retornos. Apesar da escassez de estudos sobre o tema, podem-se citar também os trabalhos de Brav, Geczy e Gompers (2000), Eckbo, Masulis e Norli (2000), Jegadeesh (2000) e Liew e Vassalou (2000).

Diante do sucesso empírico dos modelos dos três e quatro fatores, diversos autores, entre os quais encontram-se Jensen, Johnson e Mercer (1996, 1997), Chan, Karceski e Lakonishok (1998) e L'Her, Masmoudi e Suret (2004), passaram a buscar as causas da existência e da intensidade dos prêmios relativos a esses fatores de risco adicionais ao beta. Jensen, Johnson e Mercer (1996, 1997) evidenciaram que o ambiente de política monetária, expansiva ou restritiva, exerce importante influência no comportamento dos fatores de risco tamanho e índice B/M, no mercado acionário norte-americano. Por sua vez, Chan, Karceski e Lakonishok (1998) investigaram a regularidade no comportamento dos fatores tamanho e índice B/M por meio da análise da relação existente entre os prêmios relativos a esses fatores de risco e os períodos de alta e baixa do mercado acionário. Os autores constataram que as condições do mercado influenciam o comportamento dos fatores nos mercados acionários norte-americano, japonês e inglês. Com base nos dois estudos anteriores, L'Her, Masmoudi e Suret (2004) verificaram que as condições tanto do mercado acionário como da

política monetária exercem influência significativa no comportamento dos fatores tamanho, índice B/M e momento, no mercado acionário canadense.

Liu (2006), por sua vez, propôs um novo modelo, que considera a liquidez um importante fator de risco a ser incorporado ao modelo CAPM original – o que ficou conhecido como modelo 2-fatores. O modelo está sustentado na hipótese de que os ativos de empresas mais líquidas devem valer mais do que papéis de empresas menos líquidas, mas o retorno das primeiras deve ser inferior por apresentar um menor risco. Os testes indicaram a superioridade do modelo de Liu (2006) em relação ao CAPM e ao modelo dos três fatores.

Dado esse cenário, o objetivo principal deste artigo é investigar se o modelo dos quatro fatores pode explicar as variações dos retornos das ações listadas na Bolsa de Valores do Estado de São Paulo – BOVESPA. O objetivo secundário é comparar o poder de explicação dos modelos CAPM, três fatores e quatro fatores. A metodologia de testes empregada é a mesma metodologia-padrão utilizada por Fama e French (1993) na construção das carteiras fatores de risco e das regressões.

2. METODOLOGIA

2.1. O Modelo dos Quatro Fatores

O modelo dos quatro fatores, batizado por Carhart (1997), pode ser expresso pela equação abaixo:

$$R_{Ci,t} = R_{lri} + a + b R_{mt} + R_{lri} + s SMB_t + h HML_t + w WinMLos_t + e_{i,t} \quad (1)$$

onde

$R_{Ci,t}$ = retorno da carteira i , no mês t ;

R_{mt} = retorno da carteira de mercado no mês t ;

R_{lri} = retorno do ativo livre de risco no mês t ;

SMB_t = *Small Minus Big* ou prêmio pelo fator do tamanho no mês t ;

HML_t = *High Minus Low* ou prêmio pelo fator B/M no mês t ;

$WinMLos_t$ = *Winners Minus Losers* ou prêmio pelo fator momento no mês t ;

$e_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

2.2. Amostra

A amostra das ações analisadas foi composta de todas as ações listadas na BOVESPA entre 1º de junho de 1995 e 30 de junho de 2006. Utilizou-se esse período de tempo em razão da maior estabilidade da economia brasileira após o Plano Real. Assim, dados anteriores poderiam conter distorções.

Foram efetuadas as seguintes exclusões:

a) ações que não apresentavam cotações mensais consecutivas para o período de 12 meses anteriores ou 12 meses posteriores ao de formação das carteiras. Os meses anteriores foram necessários para o cálculo do fator momento e os posteriores para o cálculo do retorno das ações, que foram utilizados para a obtenção dos prêmios relativos aos fatores de risco, bem como dos retornos das carteiras;

b) ações sem valor de mercado em 31 de dezembro e 30 de junho, com tolerância de 23 dias;

c) ações de empresas que não possuíam Patrimônio Líquido positivo em dezembro;

d) empresas financeiras, em razão de seu alto grau de endividamento, característico do setor. A exclusão decorre da influência que o endividamento tem sobre o índice B/M e do fato de o endividamento de empresas financeiras não ter o mesmo significado do endividamento de empresas não financeiras.

e) ademais, para que não houvesse distorções do índice B/M em empresas que possuíam ações de classe ON e PN, o valor de mercado para cálculo do índice foi obtido pelo somatório dos valores de mercado das ações ON e PN, mesmo que uma das duas classes de ações não tenha permanecido na amostra. Caso a ação não tenha apresentado valor de mercado em junho, com tolerância de 23 dias, para uma das duas classes de ações, ambas foram excluídas do estudo.

Para testar a eficiência dos modelos, primeiro foi necessário estimar os prêmios relacionados aos riscos contidos nos fatores mercado, tamanho, índice B/M e momento. A metodologia empregada aqui foi a metodologia- padrão

utilizada por Fama e French (1993) na construção do modelo dos três fatores.

2.3. Metodologia para Determinação dos Componentes das Regressões Temporais: Prêmios pelos Fatores de Risco e Retornos das Carteiras

☒ Para a preparação das carteiras:

- Em junho de cada ano t , de 1995 a 2006, todas as ações da amostra foram classificadas de acordo com o índice B/M das empresas que a representam. O índice foi calculado conforme a equação (5). A amostra foi então separada em três grupos: 30% inferiores (*Low*), 40% médios (*Medium*) e 30% superiores (*High*), de acordo com o valor do índice B/M. Utilizou-se o mês de junho, pois, conforme Fama e French (1992), os valores de mercado nesse mês já refletem todas as informações contábeis anteriores.

- Também em junho de cada ano t , todas as ações foram ordenadas de acordo com o valor de mercado de junho das empresas representadas, conforme descrito na equação (4). O valor da mediana foi utilizado para dividir a amostra em dois grupos: B (*Big*) e S (*Small*), contendo as empresas de maior e menor valor de mercado, respectivamente.

- Nesse mesmo mês, todas as ações foram ordenadas de acordo com o desempenho acumulado do retorno no período $t-2$ e $t-12$. Dessa forma, foi considerada a estratégia de momento de um ano de Jegadeesh e Titman (1993) e Carhart (1997), calculada de acordo com o desempenho dos últimos doze meses, desconsiderando-se o mês mais recente. Na sequência, a amostra foi separada pelo valor mediano em dois grupos: Los (*Losers*) e Win (*Winners*), contendo as empresas de piores e melhores retornos históricos acumulados, respectivamente.

- Em junho de cada ano t , após as três ordenações anteriores, construíram-se doze carteiras, decorrentes da interseção dos diversos grupos criados. As doze carteiras estão descritas no Tabela 1 abaixo:

Tabela 1: Descrição das carteiras

Carteira	Descrição
H/B/Los	(<i>High, Big and Loser</i>) – ações com alto índice B/M, alto valor de mercado e baixo desempenho passado.
H/B/Win	(<i>High, Big and Winner</i>) – ações com alto índice B/M, alto valor de mercado e alto desempenho passado.
H/S/Los	(<i>High, Small and Loser</i>) – ações com alto índice B/M, baixo valor de mercado e baixo desempenho passado.
H/S/Win	(<i>High, Small and Winner</i>) – ações com alto índice B/M, baixo valor de mercado e alto desempenho passado.
L/B/Los	(<i>Low, Big and Loser</i>) – ações com baixo índice B/M, alto valor de mercado e baixo desempenho passado.
L/B/Win	(<i>Low, Big and Winner</i>) – ações com baixo índice B/M, alto valor de mercado e alto desempenho passado.
L/S/Los	(<i>Low, Small and Loser</i>) – ações com baixo índice B/M, baixo valor de mercado e baixo desempenho passado.
L/S/Win	(<i>Low, Small and Winner</i>) – ações com baixo índice B/M, baixo valor de mercado e alto desempenho passado.
M/B/Los	(<i>Medium, Big and Loser</i>) – ações com médio índice B/M, alto valor de mercado e baixo desempenho passado.
M/B/Win	(<i>Medium, Big and Winner</i>) – ações com médio índice B/M, alto valor de mercado e alto desempenho passado.
M/S/Los	(<i>Medium, Small and Loser</i>) – ações com médio índice B/M, baixo valor de mercado e baixo desempenho passado.
M/S/Win	(<i>Medium, Small and Winner</i>) – ações com médio índice B/M, baixo valor de mercado e alto desempenho passado.

Fonte: Elaborada pelos autores.

- De julho do ano t a junho de $t + 1$, calculou-se o retorno mensal de cada ação deflacionado pelo IGP-DI, conforme demonstrado na equação (2).

Para obtenção dos retornos das carteiras (variável dependente) e prêmios pelos fatores de risco (variáveis explicativas):

- O retorno mensal das carteiras foi obtido utilizando-se a equação (3). O excesso de retorno mensal dessas doze carteiras em relação à taxa livre de risco (neste caso, a caderneta de poupança), para o período compreendido entre 1995 e 2005, foi a variável dependente da regressão linear temporal. As doze carteiras foram reformuladas em junho de cada ano, repetindo-se as etapas acima.

- Os prêmios relativos aos fatores de risco mercado, tamanho (SMB), índice B/M (HML) e momento (WinMLos) foram obtidos utilizando-se, respectivamente, as equações (6), (7), (10) e (13). Estes quatro prêmios mensais foram utilizados como variáveis explicativas das

regressões temporais para teste, validação e comparação dos modelos.

2.4. Coleta e Processamento de Dados

Esta pesquisa utilizou-se de dados secundários extraídos do banco de dados da empresa de consultoria Economática. Os cálculos estatísticos foram processados utilizando-se o sistema estatístico *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS), versão 13.

2.5. Detalhamento das Fórmulas e Variáveis Utilizadas

a) Taxa Livre de Risco

Neste estudo, adotou-se o retorno mensal da Caderneta de Poupança como uma aproximação para a taxa livre de risco, conforme sugerido por Barros, Famá e Silveira (2003).

b) Retorno das Ações

O retorno das ações foi calculado da seguinte forma: onde

$$R_{i,t} = \frac{Div_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (2)$$

$R_{i,t}$ = retorno da ação i para o mês t ,

$Div_{i,t}$ = dividendos da ação i distribuídos durante o mês t ,

$P_{i,t-1}$ = valor da ação i ao fim do mês $t-1$,

$P_{i,t}$ = valor da ação i ao final do mês t .

Os retornos foram deflacionados utilizando-se o IGP-DI.

c) Retorno das Carteiras

A fórmula utilizada para cálculo do retorno das carteiras foi: onde

$$R_{p,t} = \sum_{i=1}^n \frac{VM_{i,t}}{VM_{p,t}} R_{i,t} \quad (3)$$

$R_{p,t}$ = retorno da carteira p no mês t ,

$R_{i,t}$ = retorno da ação i , pertencente à carteira p , no mês t ,

$VM_{i,t}$ = valor de mercado da ação i , ao fim do mês t ,

$VM_{p,t}$ = valor de mercado da carteira p ao fim do mês t .

d) Valor de Mercado O valor de mercado foi calculado da seguinte forma: onde

$$VM_{i,t} = \sum_{y,i,t} P_{y,i,t} N_{y,i,t} \quad (4)$$

$VM_{i,t}$ = valor de mercado da empresa i no momento t ,

$P_{y,i,t}$ = preço da ação do tipo y , da empresa i , no momento t ,

$N_{y,i,t}$ = número de ações do tipo y , da empresa i , no momento t .

e) Índice B/M

Utilizando-se a metodologia de Fama e French (1993), o índice B/M foi calculado de acordo com a expressão:

$$B/M_{i,t} = \frac{VC_{PL, dez(t-1)}}{VM_{PL, dez(t-1)}} \quad (5)$$

onde

$B/M_{i,t}$ = índice B/M, calculado com dados de dezembro de $t-1$,

utilizado para a formação das carteiras no ano t ,

$VC_{PL,dez(t-1)}$ = valor contábil do patrimônio líquido em 31 de dezembro do ano $t-1$,

$VM_{PL,dez(t-1)}$ = valor de mercado do patrimônio líquido em 31 de dezembro do ano $t-1$.

Para este cálculo, foram somados os valores de mercado do patrimônio líquido das ações ON e PN.

f) Prêmio pelo Fator de Risco Mercado

Como prêmio pelo fator de risco mercado utilizou-se o prêmio mensal da carteira de mercado. Este prêmio foi calculado pela diferença entre a média, ponderada pelo valor de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco.

$$\text{Prêmio de Mercado}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{VM_{i,t}}{VM_{M,t}} R_{i,t} - R_{f,t} \quad (6)$$

onde

$R_{i,t}$ = retorno da ação i , pertencente à carteira de mercado, no mês t ,

$VM_{i,t}$ = valor de mercado da ação i , ao final do mês t ,

$VM_{M,t}$ = valor de mercado da carteira de mercado, considerando-se todas as ações da amostra, no mês t ,

$R_{f,t}$ = retorno do ativo livre de risco, no mês t .

g) Prêmio pelo Fator de Risco Tamanho

A expressão que representa o cálculo do fator de risco tamanho é:

$$SMB_t = \overline{R_{S,t}} - \overline{R_{B,t}} \quad (7)$$

onde

SMB_t = prêmio pelo fator tamanho, no mês t ,

$$\overline{R_{S,t}} = \frac{R_{H/S/LOS,t} + R_{H/S/WIN,t} + R_{L/S/LOS,t} + R_{L/S/WIN,t} + R_{M/S/LOS,t} + R_{M/S/WIN,t}}{6} \quad (8)$$

$R_{S,t}$ = retorno médio mensal das seis carteiras S, dado por:

$$\overline{R_{B,t}} = \frac{R_{H/B/LOS,t} + R_{H/B/WIN,t} + R_{L/B/LOS,t} + R_{L/B/WIN,t} + R_{M/B/LOS,t} + R_{M/B/WIN,t}}{6} \quad (9)$$

$R_{B,t}$ = retorno médio mensal das seis carteiras B, dado por:

h) Prêmio pelo Fator de Risco Índice B/M

A expressão que representa o cálculo do fator de risco índice B/M é:

$$(10)$$

$$HML_t = \overline{R_{H,t}} - \overline{R_{L,t}}$$

onde

HML_t = prêmio mensal pelo fator de risco B/M,

$R_{H,t}$ = retorno médio mensal das quatro carteiras H, dado por:

$$\overline{R_{H,t}} = \frac{R_{H/B/LOS,t} + R_{H/B/WIN,t} + R_{H/S/LOS,t} + R_{H/S/WIN,t}}{4} \quad (11)$$

(12)

$$\overline{R_{L,t}} = \frac{R_{L/B/LOS,t} + R_{L/B/WIN,t} + R_{L/S/LOS,t} + R_{L/S/WIN,t}}{4}$$

$R_{L,t}$ = retorno médio mensal das quatro carteiras L, dado por:

i) Prêmio pelo Fator de Risco Momento

$$WinMLos_t = \overline{R_{WIN,t}} - \overline{R_{LOS,t}} \quad (13)$$

A expressão que representa o cálculo do fator de risco momento é:

onde

$WinMLos_t$ = prêmio mensal pelo fator de risco momento,

$$\overline{R_{WIN,t}} = \frac{R_{H/B/WIN,t} + R_{H/S/WIN,t} + R_{L/B/WIN,t} + R_{L/S/WIN,t} + R_{M/B/WIN,t} + R_{M/S/WIN,t}}{6} \quad (14)$$

$R_{WIN,t}$ = retorno médio mensal das seis carteiras Win, dado por:

$$\overline{R_{LOS,t}} = \frac{R_{H/B/LOS,t} + R_{H/S/LOS,t} + R_{L/B/LOS,t} + R_{L/S/LOS,t} + R_{M/B/LOS,t} + R_{M/S/LOS,t}}{6} \quad (15)$$

$R_{LOS,t}$ = retorno médio mensal das seis carteiras Los, dado por:

3. ANÁLISE DOS DADOS E RESULTADOS

3.1. Estatística Descritiva das Carteiras

Para verificar a normalidade dos retornos das carteiras para o período de julho de 1995 a julho de 2006, ou seja, 132 meses, efetuou-se com o teste de Kolmogorov-Smirnov, utilizando-se

intervalo de confiança de 95%. Verificou-se que o *p-value* de todas as carteiras é superior a 5%, fato que não permite a rejeição da hipótese de normalidade dos retornos.

Segue, na Tabela 2, o resumo das estatísticas descritivas das doze carteiras construídas:

Tabela 2: Estatísticas descritivas das carteiras

Carteira	Número Médio de ações	Tamanho das Carteiras (valores ajustados para 30/06/2006)	Porcentual de valor de mercado da carteira em relação ao valor de mercado total
H/B/Los	5	31.868.567	4,27%
H/B/Win	7	43.027.258	7,26%
H/S/Los	18	5.625.910	0,78%
H/S/Win	12	3.944.204	0,56%
L/B/Los	13	128.951.540	17,27%
L/B/Win	17	207.717.137	27,92%
L/S/Los	6	2.948.506	0,43%
L/S/Win	6	3.426.472	0,48%
M/B/Los	14	102.277.066	15,27%
M/B/Win	14	181.543.283	23,91%
M/S/Los	14	6.993.960	0,98%
M/S/Win	13	6.082.498	0,87%
Valores Consolidados por tipo de carteira			
L	42	343.043.654	46,11%
M	55	296.896.807	41,02%
H	42	84.465.939	12,87%
S	69	29.021.549	4,10%
B	70	695.384.851	95,90%
Los	69	278.665.548	39,00%
Win	70	445.740.852	61,00%

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota-se que as carteiras B detêm mais de 95% do valor de mercado total, e que a maior parte desse valor está concentrada nas carteiras com baixo ou médio índice B/M. Já as carteiras S representam menos de 5% do total do valor de mercado. Essa tendência também foi encontrada por Fama e French (1993) no mercado norte-americano, e por Málaga e Securato (2004) no mercado brasileiro.

Pode-se observar também que o número das ações que compõem as carteiras B decresce conforme o índice B/M aumenta, e o contrário se observa nas carteiras S. Baixos índices B/M significam, segundo Fama e French (1993), oportunidades de crescimento. Verifica-se então que tais oportunidades se concentram nas empresas de maior porte (B), no caso do mercado brasileiro. A mesma conclusão foi verificada por

Málaga e Securato (2004). Já Fama e French (1993) identificaram que tais oportunidades se concentravam nas empresas classificadas como de pequeno porte, S.

Por outro lado, observa-se que, apesar da quantidade de empresas ser praticamente igual nas carteiras com retornos passados baixos e retornos passados altos, o tamanho das carteiras, bem como o porcentual de participação em relação ao valor de mercado total, é satisfatoriamente maior nas carteiras Win do que nas carteiras Los.

3.2. Análise dos Retornos das Carteiras (Variável Dependente)

Na Tabela 3 encontra-se a média e o desvio-padrão dos prêmios mensais de cada uma das carteiras.

Tabela 3: Média mensal e desvio-padrão das carteiras

Carteira	Prêmio mensal	Desvio-Padrão mensal
H/B/Los	1,81%	14,40%
H/B/Win	1,49%	12,24%
H/S/Los	2,55%	9,07%
H/S/Win	1,77%	10,55%
L/B/Los	0,51%	10,89%
L/B/Win	0,78%	8,85%
L/S/Los	0,48%	9,49%
L/S/Win	-0,35%	10,31%
M/B/Los	1,68%	10,51%
M/B/Win	2,53%	10,39%
M/S/Los	1,76%	9,13%
M/S/Win	1,92%	7,69%

Fonte: Elaborada pelos autores.

O prêmio médio mensal variou de -0,35% a 2,55%, ao passo que no estudo de Málaga e Securato (2004) variou de 0,06% e 1,87%. Tal disparidade deve ter sido motivada pela diferença concernente à quantidade de carteiras e aos períodos considerados nos estudos. O presente estudo compreendeu o período de 1995 a 2006, enquanto o estudo de Málaga e Securato (2004) abrangeu o de 1995 a 2003. Já Fama e French (1993) constataram que os prêmios mensais variam de 0,32% a 1,05%, para o mercado norte-americano. Vale notar que não se pode confirmar que as empresas de menor porte apresentam maior retorno por representarem um maior risco, dado que muitas das carteiras B têm retorno médio superior ao de carteiras S.

Por outro lado, percebe-se que as carteiras Los, em alguns casos, apresentam retorno médio superior ao de carteiras Win, fato que não permite confirmar a suposição de Jegadeesh e Titman (1993), de que a estratégia de comprar ações de

empresas que tiveram um alto desempenho no último ano (Win) leva a um retorno superior, em comparação com a estratégia de optar por empresas que apresentaram baixo desempenho no último ano (Los).

O desvio-padrão variou de 7,69% a 14,40%, valores muito próximos aos encontrados por Málaga e Securato (2004), de 8,81% a 15,54%. Sua amplitude, no entanto, foi superior aos resultados encontrados por Fama e French (1993) para o mercado norte-americano, de 4,27% a 7,76%. Esta constatação apenas corrobora o maior risco do mercado brasileiro, comparativamente ao norte-americano.

3.3. Análise dos Fatores de Risco (Variáveis Independentes)

A Tabela 4 mostra o prêmio mensal dos fatores de risco, o teste de t de comparação de médias, bem como a matriz de correlações:

Tabela 4: Prêmios mensais, teste t e matriz de correlação

	Retorno médio mensal	Desvio-Padrão	t	p-value	Correlação Mercado	SMB	HML	WinMLos
Mercado (Rm – Rlr)	1,56%	8,80%	2,03	0,044	1			
SMB (Tamanho)	-0,11%	6,40%	-0,20	0,843	-0,561	1		
HML (Índice B/M)	1,55%	6,58%	2,71	0,008	0,152	-0,213	1	
WinMLos (Momento)	-0,11%	4,27%	-0,29	0,774	-0,177	0,326	-0,109	1

Fonte: Elaborada pelos autores.

O prêmio médio mensal de mercado foi de 1,56%, enquanto o de Málaga e Securato (2004) foi de 1,09%. Tal aumento foi possivelmente motivado pela diferença entre os períodos analisados nos estudos, uma vez que nos anos de 2003 a 2006 a bolsa de valores teve um desempenho superior à média dos demais anos. Fama e French (1993) encontraram um prêmio de 0,43% para o mercado norte-americano.

Em relação ao tamanho, não se verificou um prêmio pelo fator SMB, uma vez que a diferença entre as carteiras S e B foi negativa. Assim, empresas pequenas não parecem oferecer retornos superiores aos oferecidos por empresas de grande porte. Esse resultado corrobora os resultados de Málaga e Securato (2004). Fama e French (1993) constataram um prêmio SMB de 0,27% ao mês para o mercado norte-americano. Liew e Vassalou (2000), apesar de utilizarem outra metodologia, também encontraram diferença negativa para o mercado suíço.

Em relação ao fator HML, este estudo encontrou um prêmio positivo de 1,55%, superior ao constatado por Málaga e Securato (2004), de 0,59%. Reforça-se a ressalva de que o presente estudo considerou, para fins de cálculo do índice B/M, tanto ações ON quanto PN, independentemente de ambas estarem ou não na amostra, excluindo ambos os papéis caso uma das ações não estivesse disponibilizada no período requerido. Tal procedimento foi diferente do adotado por Málaga e Securato (2004), que consideraram as duas classes de ações, ON e PN, apenas quando ambas estavam presentes na amostra. Caso contrário, consideraram apenas a classe de papel constante na amostra. Fama e French (1993) encontraram um prêmio de 0,40%, para o mercado norte-americano.

Quanto ao fator WinMLOs, também não se encontrou um prêmio, uma vez que a diferença entre o retorno das carteiras Win e Los foi negativa. Assim, parece haver no Brasil uma relação inversa à observada nos estudos de Jegadeesh e Titman (1993, 2001) para o mercado norte-americano e de Rouwenhorst (1998) para o mercado europeu. Já no estudo realizado por Rouwenhorst (1999), apesar de ter sido constatado um prêmio positivo para o fator momento na média dos países emergentes, o valor encontrado para o Brasil foi praticamente nulo, 0,01%. Liew e Vassalou (2000) também encontram valores

negativos para o prêmio pelo fator momento nos mercados italiano e japonês.

O teste *t* de comparação de médias, utilizando um intervalo de confiança de 95%, indica que apenas o prêmio mensal HML pareceu ser estatisticamente diferente de zero. Possivelmente, o fato de os demais fatores não serem estatisticamente diferentes de zero deve-se aos elevados valores de desvio-padrão observados. Málaga e Securato (2004) não encontraram nenhum fator estatisticamente diferente de zero. Fama e French (1993) também constataram que apenas o índice B/M era diferente de zero, para o mercado norte-americano. Jegadeesh e Titman (1993, 2001) encontraram o fator momento estatisticamente diferente de zero para o mercado norte-americano.

A matriz de correlação indica baixa correlação entre quase todos os fatores, o que confirma a suposição de Fama & French (1993) e Carhart (1997) de que esses fatores são ortogonais. Apenas a correlação entre os fatores mercado e SMB mostrou-se moderada, 0,561. Esse fato se verificou também no trabalho de Málaga e Securato (2004). O comportamento desses fatores será analisado adiante, quando incluídos nos modelos de regressão.

3.4 Verificação do Poder de Explicação dos Modelos

Para a verificação e comparação do poder explicativo dos modelos, procedeu-se às regressões temporais entre os prêmios mensais de cada uma das doze carteiras e os prêmios mensais pelos fatores de risco.

Seguem abaixo alguns comentários iniciais sobre a validação de todos os modelos testados.

- Foram realizados testes de *Durbin-Watson* sobre os resíduos, para a verificação da presença de autocorrelação ao longo do tempo. Os resultados são apresentados nas tabelas dos resultados das regressões de cada modelo. Quanto mais próximo de 2, menor a autocorrelação. Verificou-se que em todas as carteiras, de todos os modelos, o valor DW se manteve ao redor de 2, indicando baixa correlação no tempo entre as séries temporais dos resíduos.

- Os valores médios dos resíduos das equações, de todos os modelos, não se mostraram estatisticamente diferentes de zero, o que valida os modelos lineares utilizados.

- O intercepto das equações (a) de todos os modelos não se mostrou estatisticamente diferente de zero para a maioria das carteiras (p -value maior ou igual a 5%), o que reforça a validade dos modelos.

3.4.1. Modelos: CAPM, Três Fatores e Quatro Fatores

Inicialmente, procedeu-se às regressões, considerando-se os modelos:

a) Modelo 1: o CAPM, tendo apenas o mercado como fator de risco;

b) Modelo 2: modelos dos três fatores, composto dos fatores de risco mercado, tamanho e índice B/M;

c) Modelo 3: modelo dos quatro fatores, composto dos fatores de risco mercado, tamanho, índice B/M e momento.

a) Análise dos resultados do modelo 1: CAPM

Conforme a equação do CAPM, verificou-se o poder do fator de risco mercado na explicação dos retornos, mediante regressões temporais entre o retorno das carteiras e o prêmio relativo ao fator mercado, cujos resultados são apresentados na Tabela 5:

$$R_{c,t} = R_{lr,t} + a + b R_{m,t} + R_{lr,t} + e_{i,t}$$

Tabela 5: Resultados das regressões do modelo 1:

Carteiras	R^2	a	p -value de a	b	p -value de b	Durbin-Watson
H/B/Los	51,5%	0,000	0,984	1,180	0,000	2,18
H/B/Win	59,9%	-0,002	0,788	1,080	0,000	1,91
H/S/Los	26,4%	0,017	0,014	0,530	0,000	1,72
H/S/Win	28,8%	0,007	0,332	0,643	0,000	1,83
L/B/Los	62,5%	-0,010	0,088	0,978	0,000	1,81
L/B/Win	79,5%	-0,006	0,086	0,898	0,000	2,31
L/S/Los	36,1%	-0,005	0,433	0,648	0,000	1,84
L/S/Win	14,6%	-0,010	0,217	0,447	0,000	1,73
M/B/Los	66,7%	0,001	0,770	0,976	0,000	2,03
M/B/Win	71,9%	0,009	0,049	1,000	0,000	2,32
M/S/Los	45,1%	0,006	0,260	0,697	0,000	1,64
M/S/Win	23,4%	0,013	0,036	0,422	0,000	1,83

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo mostrou-se adequado, uma vez que o coeficiente do fator mercado (b) mostrou se significativo para todas as carteiras (p -value menor do que 5%). Apesar disso, a análise dos coeficientes de determinação (R^2) denota que o fator mercado ainda deixa de explicar uma parte significativa das variações dos retornos das doze carteiras. Apenas para a carteira L/B/Win o R^2 chegou a um valor próximo de 80%. Para a carteira L/S/Win o poder explicativo do modelo

foi bastante pequeno: 14,6%. Dessa forma, outros fatores, não absorvidos pelo mercado, podem também estar influenciando a variação dos retornos.

b) Análise dos resultados do modelo 2: três fatores

Os resultados das regressões deste modelo são mostrados na Tabela 6:

$$R_{c,t} = R_{lr,t} + a + b R_{m,t} + R_{lr,t} + s SMB_t + h HML_t + e_{i,t}$$

Tabela 6: Resultados das regressões do modelo 2:

Carteiras	R^2	a	$p\text{-value}$ de a	B	$p\text{-value}$ de b	s	$p\text{-value}$ de s	h	$p\text{-value}$ de h	Durbin = Watson
H/B/Los	71,2%	-0,011	0,119	0,942	0,000	-0,283	0,042	0,924	0,000	2,22
H/B/Win	74,1%	-0,012	0,035	1,030	0,000	0,086	0,441	0,717	0,000	1,77
H/S/Los	63,3%	0,004	0,403	0,911	0,000	0,973	0,000	0,526	0,000	2,11
H/S/Win	72,5%	-0,009	0,067	1,080	0,000	1,160	0,000	0,746	0,000	2,00
L/B/Los	67,3%	-0,004	0,470	0,941	0,000	-0,172	0,124	-0,361	0,000	1,76
L/B/Win	82,2%	-0,002	0,406	0,907	0,000	-0,035	0,606	-0,223	0,000	2,20
L/S/Los	60,2%	-0,007	0,159	1,060	0,000	0,863	0,000	-0,189	0,023	1,68
L/S/Win	60,9%	-0,014	0,022	1,060	0,000	1,280	0,000	-0,314	0,001	2,30
M/B/Los	68,3%	0,000	0,986	0,905	0,000	-0,114	0,285	0,170	0,038	2,02
M/B/Win	72,9%	0,008	0,098	1,100	0,000	0,219	0,025	0,009	0,907	2,37
M/S/Los	62,7%	-0,001	0,838	1,010	0,000	0,745	0,000	0,218	0,002	1,87
M/S/Win	43,8%	0,006	0,294	0,705	0,000	0,678	0,000	0,220	0,006	1,93

Fonte: Elaborada pelos autores.

A inclusão dos fatores SMB e HML na equação do modelo CAPM parece ter contribuído para o aumento do poder explicativo das variações nos retornos das doze carteiras. Os coeficientes de determinação (R^2) de todas as carteiras aumentou de forma significativa, principalmente nas carteiras cujo R^2 se apresentou baixo no modelo CAPM. A média da diferença do poder de explicação entre o modelo dos três fatores e o CAPM foi de 19,4%. A carteira L/S/W, por exemplo, passou de um R^2 de 14,6% para 60,9%.

Com a inclusão dos dois fatores, observou-se um aumento do valor do coeficiente b em relação ao observado no modelo de mercado. O coeficiente b passou a estar muito próximo de 1. Esse fato também foi observado por Málaga e Securato (2004), no estudo do mercado brasileiro, e por Fama e French (1993), no estudo do mercado norte-americano. Isso resultaria, segundo Fama e French (1993), da correlação dos fatores SMB e HML com o fator mercado, mesmo que as correlações observadas não sejam altas. O fator mercado mostrou se significativo para todas as carteiras.

O coeficiente SMB mostrou se significativo para oito das doze carteiras, com $p\text{-value}$ menor ou igual a 5%, capturando variações não

absorvidas pelo fator mercado. Os valores dos coeficientes s parecem estar relacionados com as carteiras: as carteiras S possuem valores de s muito mais elevados do que as carteiras B. Assim, como o prêmio pelo fator tamanho foi negativo neste trabalho, esta análise reforça a conclusão de que empresas maiores parecem oferecer retornos superiores, em relação aos retornos oferecidos por empresas de menor tamanho.

Já o coeficiente HML mostrou se significativo para onze das doze carteiras. As carteiras H, com alto índice B/M, apresentaram coeficientes h superiores aos encontrados nas carteiras L e M. Assim, empresas com maior índice B/M parecem oferecer retornos superiores aos oferecidos por empresas de menor índice B/M, dado que o prêmio pelo fator de risco índice B/M apresentou se positivo. Fama e French (1993) encontraram conclusões semelhantes para o mercado norte-americano.

c) Análise dos resultados do modelo 3: quatro fatores

Os resultados das regressões deste modelo são apresentados na Tabela 7:

$$R_{c,t} = R_{lrr,t} + a + b R_{m,t} + R_{lrr,t} + s SMB_t + h HML_t + w WinMLos_t + e_{i,t}$$

Tabela 7: Resultados das regressões do modelo 3:

<u>Carteiras</u>	<u>R²</u>	<u>a</u>	<u>p-value</u> <u>de a</u>	<u>B</u>	<u>p-value</u> <u>de b</u>	<u>s</u>	<u>p-value</u> <u>de s</u>	<u>h</u>	<u>p-value</u> <u>de h</u>	<u>w</u>	<u>p-value</u> <u>de w</u>	<u>Durbin</u> <u>=</u> <u>Watson</u>
H/B/Los	78,5%	-0,012	0,057	0,962	0,000	-0,062	0,621	0,898	0,000	-0,965	0,000	2,28
H/B/Win	74,9%	-0,012	0,036	1,030	0,000	0,023	0,839	0,725	0,000	0,273	0,045	1,78
H/S/Los	71,7%	0,004	0,399	0,925	0,000	1,120	0,000	0,508	0,000	-0,653	0,000	1,95
H/S/Win	77,1%	-0,009	0,055	1,070	0,000	1,030	0,000	0,761	0,000	0,562	0,000	1,94
L/B/Los	71,1%	-0,005	0,404	0,952	0,000	-0,051	0,639	-0,375	0,000	-0,527	0,000	1,66
L/B/Win	82,2%	-0,003	0,414	0,906	0,000	-0,048	0,488	-0,221	0,000	0,061	0,465	2,23
L/S/Los	67,9%	-0,008	0,099	1,070	0,000	1,010	0,000	-0,206	0,006	-0,650	0,000	1,77
L/S/Win	62,6%	-0,014	0,022	1,060	0,000	1,200	0,000	-0,305	0,001	0,334	0,018	2,34
M/B/Los	72,2%	0,000	0,928	0,916	0,000	0,005	0,961	0,156	0,043	-0,516	0,000	2,09
M/B/Win	78,0%	0,009	0,055	1,090	0,000	0,085	0,350	0,024	0,717	0,581	0,000	2,19
M/S/Los	74,6%	-0,002	0,704	1,020	0,000	0,925	0,000	0,227	0,001	-0,782	0,000	2,14
M/S/Win	44,1%	0,006	0,289	0,703	0,000	0,656	0,000	0,223	0,006	0,096	0,451	1,95

Fonte: Elaborada pelos autores.

A inclusão do fator WinMLos na equação do modelo dos três fatores parece ter contribuído para o aumento do poder explicativo das variações nos retornos das doze carteiras. Os coeficientes de determinação (R^2) de todas as carteiras aumentou, principalmente nas carteiras com baixo desempenho passado (Los). A média das diferenças dos coeficientes de determinação foi de 4,6%. Apesar de o aumento não ter sido muito expressivo, este fato já era esperado, uma vez que, à medida que se agregam mais fatores explicativos à regressão, o aumento marginal do coeficiente de determinação tende a se reduzir. Houve, porém, impacto significativo em algumas carteiras, como a M/S/Los, cujo R^2 passou de 62,7% para 74,6%.

O coeficiente SMB mostrou se significativo para seis das doze carteiras, com p -value menor ou igual a 5%, capturando variações não absorvidas pelo fator mercado. Da mesma forma que no modelo dos três fatores, os valores dos coeficientes s parecem estar relacionados com as carteiras: o coeficiente s mostrou-se significativo apenas para as carteiras S. Mesmo assim, nota-se que esse efeito não acarretou prejuízos ao modelo, uma vez que as carteiras cujos coeficientes s se mostraram estatisticamente insignificantes possuíam valores muito próximos de zero no modelo dos três fatores. Além disso, não houve diminuição do poder explicativo em nenhuma das carteiras.

Já o coeficiente HML mostrou se significativo para onze das doze carteiras. Da mesma forma que no modelo dos três fatores, as carteiras H, com alto índice B/M, apresentaram coeficientes h superiores aos encontrados nas carteiras L e M. O fator HML parece absorver variações dos retornos não capturadas pelos fatores mercado e tamanho.

O coeficiente WinMLos mostrou se significativo para dez das doze carteiras, com valores de coeficiente w mais expressivos para carteiras Los, com baixo desempenho passado.

3.4.2. Análise da Contribuição de cada Fator de Risco

Para a corroboração das afirmações acima e para que se tivesse uma visão mais detalhada dos papéis e da contribuição de cada fator de risco dentro dos modelos, procedeu-se mediante a análise dos modelos compostos pelo fator mercado, adicionando-se todas as combinações possíveis dos outros três fatores de risco (tamanho, índice B/M e momento):

- a) **Modelo 4:** composto dos fatores de risco mercado e índice B/M;
- b) **Modelo 5:** composto dos fatores de risco mercado e tamanho;
- c) **Modelo 6:** composto dos fatores de risco mercado e momento;

d) Modelo 7: composto dos fatores de risco mercado, tamanho e momento;

e) Modelo 8: composto dos fatores de risco mercado, índice B/M e momento.

As tabelas com o resumo dos resultados das regressões dos modelos acima foram omitidas por falta de espaço, mas estão à disposição de quem queira solicitá-las aos autores. Os principais resultados são analisados a seguir.

O fator mercado manteve-se significativo para todas as carteiras, em todos os modelos. A significância dos coeficientes s , h e w não foi diferente da significância encontrada nos modelos dos três e dos quatro fatores.

As comparações dos coeficientes de determinação do modelo 2 com os do modelo 4, dos do modelo 3 com os do modelo 8 e dos do modelo 5 com os do modelo 1 permitiram perceber que a exclusão do fator SMB levou a uma diminuição considerável do R^2 , principalmente nas carteiras compostas de empresas de menor porte, S.

As comparações dos coeficientes de determinação do modelo 2 com os do modelo 5, dos do modelo 3 com os do modelo 7 e dos do modelo 4 com os modelos 1 permitiram observar uma diminuição do R^2 , mais acentuada nas carteiras H, quando da exclusão do fator HML.

Por sua vez, a comparação dos R^2 do modelo 3 com os do modelo 2 e dos R^2 do modelo 6 com os do modelo 1 indicou uma diminuição do poder explicativo quando da exclusão do fator WinMLos, principalmente nas carteiras Los.

3.4.3. Resumo das Análises dos Modelos

Com base nas análises dos modelos testados, podem-se resumir os resultados analisados da seguinte forma:

- O poder de explicação, R^2 , do modelo dos três fatores foi sempre superior ao do CAPM, para as doze carteiras. A média das diferenças de R^2 foi de 19,4%;
- O poder de explicação do modelo dos quatro fatores foi sempre superior ao poder de explicação do modelo dos três fatores, para todas as carteiras. A média das diferenças de R^2 foi de 4,6%. Apesar dessa diferença média não ter sido tão expressiva, para algumas carteiras o foi. Por exemplo, para a

carteira M/S/Los o R^2 passou de 62,7% para 74,6%;

- O fator mercado mostrou-se sempre significativo, mas não suficiente para explicar as variações dos retornos. Os fatores mercado, tamanho, índice B/M e momento parecem ser necessários e se complementam na explicação dos retornos das carteiras, mesmo com a correlação existente entre os fatores mercado e tamanho;

- A exclusão de qualquer dos fatores causou uma diminuição do poder explicativo dos modelos;

- O fator tamanho parece explicar melhor as variações dos retornos das carteiras S. O fator índice B/M parece explicar melhor as variações dos retornos das carteiras H. O fator momento parece explicar melhor as variações dos retornos das carteiras Los.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente artigo foi investigar a validação do modelo dos quatro fatores no mercado acionário brasileiro, bem como compará-lo com os modelos CAPM e dos três fatores, no período de 1995 a 2006. A análise dos resultados encontrou evidências tendentes a validar a utilização do modelo dos quatro fatores no mercado brasileiro. Além disso, verificou-se que:

- O modelo dos três fatores foi superior ao modelo do CAPM, e o modelo dos quatro fatores foi superior ao modelo dos três fatores, na explicação das variações dos retornos das carteiras. Essa conclusão vem corroborar os resultados encontrados por Carhart (1997) para o mercado norte-americano;

- O fator mercado explicou parte das variações em todas as carteiras e modelos testados. Os três fatores adicionais, tamanho, índice B/M e momento, mostraram-se significativos e necessários na explicação dos retornos das diferentes carteiras;

- O prêmio pelo fator tamanho apresentou-se negativo, contrapondo-se aos resultados encontrados por Fama e French (1993) para o mercado americano, mas corroborando os resultados encontrados por Málaga e Securato (2004) para o mercado brasileiro;

- O prêmio pelo fator momento também apresentou-se negativo, contrapondo-se aos

resultados encontrados por Jegadeesh e Titman (1993) e Carhart (1997) para o mercado americano.

Do ponto de vista prático, os resultados deste estudo indicam que o modelo dos quatro fatores, composto do adição do fator momento ao modelo dos três fatores de Fama e French (1993), pode ser empregado no mercado brasileiro em atividades que exigem determinação do retorno esperado de ações, tais como estimativa do custo do capital próprio ou seleção de carteiras.

Apesar dos resultados favoráveis, vale a pena assinalar algumas ressalvas ou limitações desta pesquisa. A principal delas é que, tanto no modelo dos três como no dos quatro fatores, não há nenhuma justificativa teórica que defina de forma exata as variáveis explicativas, o que acaba sendo feito de forma arbitrária. Assim, os resultados encontrados talvez tenham despertado mais questionamentos do que conclusões, mas sem dúvida contribuíram para a concepção de pesquisas futuras, dentre as quais podem-se citar:

- A busca de novos períodos amostrais, assim como a extensão do estudo, variando-se os critérios utilizados na metodologia, tanto na formação das carteiras como no cálculo dos fatores de risco;
- A elaboração de estudos na linha de Liew e Vassalou (2000), que tentaram utilizar o modelo dos quatro fatores para a previsão do crescimento macroeconômico dos países.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANZ, R. The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics*, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.
- BARROS, L. de C.; FAMÁ, R.; SILVEIRA, H. P. Aspectos da teoria de *portfolio* em mercados emergentes: uma análise de aproximações para a taxa livre de risco no Brasil. SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, 6., 2003, São Paulo. *Anais...* Programa de Pós-graduação em Administração da FE-USP, 2003.
- BASU, S. The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 12, n. 1, p. 129-156, 1983.
- BLACK, F.; JENSEN, M.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical testes. In: JENSEN, M. C. (Org.). *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger, 1972.
- BRAV, A.; GECZY, C.; GOMPERS, P. A. Is the abnormal return following equity issuance anomalous? *Journal of Financial Economics*, v. 56, n. 2, p. 209-249, 2000.
- CARHART, M. M. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.
- CHAN, L. K. C.; KARCESKI, J.; LAKONISHOK, J. The risk and return from factors. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 32, n. 2, p.159-188, 1998.
- DAMODARAN, A. *Avaliação de Investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo*. Rio de Janeiro: Quality Mark, 1997.
- ECKBO, B. E.; MASULIS, R. W.; NORLI, O. Seasoned public offerings: resolution of the 'new issues puzzle'. *Journal of Financial Economics*, v. 56, n. 2, p. 251-291, 2000.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. 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. Multifactor explanation of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, v. 56, n. 1, p. 55-84, 1996.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.
- FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, return and equilibrium: empirical testes. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.
- JAFFE, J.; KEIM D. B.; WESTERFIELD, R. Earnings yields, market values, and stock returns. *Journal of Finance*, v. 44, n. 1, p.135-148, 1989.

JEGADEESH, N. Long-term performance of seasoned equity offerings: benchmark errors and biases in expectations. *Financial Management*, v. 29, n. 3, p. 5-30, 2000.

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

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Profitability of momentum strategies: an evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*, v. 56, n. 2, p. 699-720, 2001.

JENSEN, G. R.; JOHNSON, R. R.; MERCER, J. M. Business conditions, monetary policy, and expected security returns. *Journal of Financial Economics*, v. 40, n.2, p. 213-237, 1996.

JENSEN, G. R.; JOHNSON, R. R.; MERCER, J. M. New evidence on size and price-to-book effects in stock returns. *Financial Analysts Journal*, v. 53, n. 6, p. 34-42, 1997.

L'HER, J. F.; MASMOUD, T.; SURET, J. M. Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 14, n. 4, p. 313-328, 2004.

LAKONISHOK, J.; SHAPIRO, A. C. Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns. *Journal of Banking and Finance*, v. 10, n. 1, p. 115-132, 1986.

LEMOS, M. O.; COSTA JR., N. C. A. A Sobre-Reação A Curto Prazo No Mercado de Capitais Brasileiro. *RAC. Revista de Administração Contemporânea*, v. 1, n. 2, p. 291-309, 1995.

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.

LIU, W. A liquidity augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, v. 82, n. 3, p. 631-671, 2006.

MÁLAGA, F. K.; SECURATO, J. R. Aplicação do modelo dos três fatores de Fama & French no mercado acionário brasileiro – um estudo

empírico do período 1995-2003. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 28., 2004, Curitiba. *Anais...* Curitiba: ANPAD, 2004.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, v. 7, n. , p. 77-91, 1952.

MUSSA, A. *et. al.* A Estratégia de Momento de Jegadeesh e Titman e Suas Implicações para a Hipótese de Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, 10., 2007, São Paulo. *Anais...* São Paulo: Programa de Pós-graduação em Administração da FEA/USP, 2007.

ROUWENHORST, K. G. International momentum strategies. *Journal of Finance*, v. 53, n. 1, p. 267-284, 1998.

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

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, v. 19, p. 425-443, 1964.