

## **Ações e Fundos de Investimento em Ações: Fatores de Risco Comuns?**

**Paulo Rogério Faustino Matos<sup>†</sup>**  
*Universidade Federal do Ceará*

**José Alan Teixeira da Rocha<sup>Ω</sup>**  
*BNB Banco do Nordeste*

**RESUMO:** Neste artigo analisa-se a capacidade de apreçamento e previsão de retorno para os principais fundos de investimento em ações no mercado brasileiro, utilizando o Capital Asset Pricing Model (CAPM) e as modelagens de fatores a la Fama e French (1993) e Carhart (1997). Os resultados iniciais evidenciam um resultado esperado: uma melhor performance de apreçamento do CAPM vis-à-vis os demais modelos usados para os fundos de investimento que possuem desempenho similar ao Índice de BOVESPA. A principal contribuição, porém consiste na evidência de que os modelos de fatores passam a ter uma melhor performance quando do apreçamento e da previsão in-sample de fundos de investimento em ações que possuam um maior patrimônio líquido e que tenham “batido o mercado”. Esta evidência sugere que se construam modelos de fatores específicos para fundos de investimento que captem estes efeitos, o que vem sendo corroborado por resultados preliminares de Linhares e Matos (2008).

**Palavras-chave:** capital asset pricing model; modelo de fatores; capacidade de apreçamento; previsão dentro da amostra; fundos de Investimento em ações.

---

*Recebido em 19/12/2009; revisado em 18/02/2009; aceito em 12/03/2009.*

**Correspondência com autores:**

<sup>†</sup> Professor Adjunto nos programas de graduação e pós-graduação em Economia na UFC(CAEN)

Endereço: Rua Alberto Feitosa Lima, 100, ap 200 – fortaleza – CE - Brasil

CEP: 60810-110

e-mail: [paulomatos@caen.ufc.br](mailto:paulomatos@caen.ufc.br)

Telefone: (85) 91648285

<sup>Ω</sup> Superintendente da Área de Gestão de Recursos BNB

Endereço: Rua Antonio Parreiras , 148, Apto 602, Rio de Janeiro – RJ – Brasil –

CEP: 22411-020 e-mail:

[jalantr@ig.com.br](mailto:jalantr@ig.com.br)

Telefone: (85) 3299-3061

**Nota do Editor:** Este artigo foi aceito por Antonio Lopo Martinez.

## 1. INTRODUÇÃO

O surgimento instituições com características de fundos de investimento data do século XIX, na Bélgica, tendo sido sua expansão natural inicialmente para outros países europeus e, somente cerca de meio século depois, para os Estados Unidos. No Brasil, apesar de o primeiro fundo de investimentos ter sido constituído somente há 51 anos, ao final de 2007, segundo a Associação Nacional dos Bancos de Investimentos (ANBID), o volume financeiro destas instituições ultrapassou o patamar de R\$ 1 trilhão, representando mais de 60% do total de captação no sistema financeiro, considerando os depósitos à vista, a prazo e poupança, sendo a economia emergente com a melhor colocação no ranking mundial, 10º lugar.

Pela sua evidente representatividade e relevância no mercado financeiro mundial,<sup>1</sup> vários foram os estudos desenvolvidos sobre estratégias para seleção de carteiras de investimentos. Este cenário possui fundamentos em trabalhos pioneiros da moderna Teoria de Carteira, como Markowitz (1952), segundo o qual se assumindo basicamente que todo investidor racional considere os dois primeiros momentos do retorno de um ativo, obtém-se como resultado que uma carteira arriscada ótima comum pode ser oferecida para todos os investidores independentemente do seu nível de aversão ao risco. Sob este cenário de estratégia passiva, evidenciamos a forte evolução deste segmento capaz de proporcionar diversificação a um menor custo, justificando a necessidade crescente de se estudar modelos que ajudem na previsão de seu retorno.

Neste sentido, o objetivo principal do presente trabalho consiste em evidenciar a capacidade de apreçamento (poder de explicação) e a análise de previsibilidade *in-sample* dos retornos de fundos de investimento em ações no mercado brasileiro, fazendo-se uso do *Capital Asset Pricing Model*, (CAPM) proposto por Sharp e Lintner (1964), do modelo de três fatores desenvolvido por Fama e French (1993) e de sua principal extensão – o modelo de quatro fatores apresentado por Carhart (1997). A escolha destes modelos se justifica por serem considerados como os principais modelos utilizados para avaliar o mercado de ações sob um contexto de *cross-section*.<sup>2</sup>

Os resultados aqui obtidos sugerem que a performance destes modelos em termos de apreçamento e previsão depende de um padrão dos fundos de investimento em ações no Brasil. De forma sucinta, os modelos de fatores captam melhor que o CAPM os riscos associados a fundos de investimento com maior patrimônio líquido e com maior *gap* de performance em relação ao Ibovespa. Essa melhoria, no entanto, não parece ser suficiente, podendo ser esta uma evidência da necessidade de se construir modelos de fatores *a la* Fama e French que acomodem as anomalias específicas do mercado de fundos de investimento.

Assim, este trabalho apresenta, na seção 2 uma revisão breve da literatura. Reservou-se a seção 3 para a descrição do exercício empírico e da seção 4 para a apresentação dos resultados experimentais e sua análise. Na seqüência, expõem-se as conclusões.

<sup>1</sup> Mais de 90% de todas as operações de financiamento/ investimento em empresas em todo o mundo estão vinculadas direta ou indiretamente ao mercado de fundos de investimento.

<sup>2</sup> É possível observar em Fama e French (1992, 1993 e 1996) a excelente performance desta modelagem também na dimensão *time series*.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Modelos Teóricos de Apreçamento de Ativos

Vargas e Leal (Cassettari, A., 2006) dizem que “uma das mais importantes questões das teorias financeiras diz respeito à administração eficiente de carteiras”. De modo geral, os envolvidos com a teoria das carteiras sempre se preocupam com a alocação eficiente do capital. Assim, é de muito tempo que o tema é estudado e ainda permanece muito atual.

Nos primeiros estudos a intuição do assunto estava correta, o que se buscava era a identificação de seus dois conceitos básicos: risco e retorno. No entanto, somente com Markowitz (1952), foram lançadas as bases da que ficou conhecida como Moderna Teoria dos Portfólios. O relevante dessa teoria foi colocar em bases sólidas, através da matemática, a relação risco e retorno. Além disso, uma das mais importantes conseqüências do trabalho de Markowitz (1952) foi a noção mais precisa do efeito da diversificação, ou seja, ficou claro que uma boa diversificação poderia reduzir, ou, pelo menos teoricamente, eliminar os riscos.

Markowitz (1952) parte da simples idéia de que todo investidor lida com duas incertezas no processo de investimento: o retorno esperado antecipado ou descontado, e o risco, que seria a variância deste retorno. A regra básica é que estes dois fatores são, na verdade, os únicos a serem levados em consideração na seleção de uma carteira, e que o retorno é o fator desejável pelo investidor e a variância o fator indesejável. Sendo assim, o investidor racional desejaria maximizar o fator desejável e minimizar o indesejável. A escolha da função risco-retorno tem por finalidade tratar quantitativamente os ativos financeiros. Essa simplificação da realidade permite ao investidor tratar de forma fácil e intuitiva suas decisões sobre investimentos, possibilitando, por exemplo, o uso de uma curva de indiferença que facilita a visualização do ativo mais apropriado a um determinado investidor, dado o grau de predisposição ao risco deste.

Decorrente diretamente da teoria de seleção de carteiras de Markowitz (1952), Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) desenvolvem o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). O CAPM mostra que as taxas de retorno em equilíbrio dos ativos de risco são uma função de suas co-variâncias com a carteira de mercado.

Bodie e Merton (2002) enfatizam que “a idéia fundamental subjacente ao CAPM é que, em equilíbrio, o mercado recompensa as pessoas por assumirem riscos”. Bonomo (Ribenoim, G., 2004) destaca que o CAPM “vem a ser o primeiro e mais famoso e utilizado modelo de apreçamento de ativos”. Assim, o primeiro modelo de apreçamento de ativos do presente estudo é o CAPM. Por ser um dos modelos mais utilizados, seja em mercados de capitais ou em finanças corporativas, na definição do custo de capital, o CAPM também é um dos mais pesquisados na área de finanças. Desde sua formulação, na metade da década de 60 até os dias de hoje, diversos pesquisadores têm procurado testá-lo empiricamente, defendendo-o ou promulgando sua não validade. Várias extensões foram sugeridas na tentativa de melhorá-lo, elucidando novos fatores de risco possíveis e criando-se novos modelos capazes de prever retornos futuros com maior exatidão. Dessa forma, procura-se acompanhar os trabalhos desenvolvidos na área, tanto no mercado americano como no mercado brasileiro, investigando se neste mercado se comporta conforme os modelos formulados para mercados desenvolvidos.

Contudo, observa-se que, apesar da extensa bibliografia sobre o assunto, os resultados das pesquisas ainda são controversos. As evidências empíricas apontam para outros fatores de risco além do *beta*, que representa o modelo CAPM, de mercado, mas os resultados não são unânimes. As hipóteses para retornos anômalos ao modelo passam não só pelo relaxamento das premissas racionais da formulação original do CAPM, como também pela possibilidade

de comportamento irracional por parte dos agentes. O CAPM preconizava que retorno esperado para qualquer ativo seria função linear de apenas três variáveis: o *beta* (coeficiente de sensibilidade do ativo em relação à carteira de mercado), a taxa de retorno do ativo livre de risco e o retorno esperado para a carteira de mercado, conforme fórmula a seguir.

$$E(R^i) - R^f = \beta_i \cdot [E(R^m) - R^f]$$

onde:

$R^i$  - retorno real do ativo  $i$ .

$R^f$  - retorno real de uma *proxy* para o ativo livre de risco.

$R^m$  - retorno real de uma *proxy* para a carteira de mercado.

$E(.)$  - operador esperança.

$\beta_i$  - coeficiente de sensibilidade do ativo  $i$  em relação à carteira de mercado.

A modelagem do CAPM encontra-se baseada em algumas premissas fortes, dentre as quais:

- i) Os investimentos são de curto prazo: todos os investidores planejam por apenas um período, ignorando o que possa acontecer no longo prazo.
- ii) Não há impostos ou custos de transação.
- iii) Todos os investidores usam o modelo de seleção de carteira de Markowitz.
- iv) As expectativas dos investidores são homogêneas.

Ao final dos anos 60, a construção do banco de dados da Universidade de Chicago – CRSP (*Center for Research in Securities Prices*) e a tecnologia computacional um pouco mais avançada permitiram realizar os primeiros testes do CAPM, sendo então possível observar que o sucesso teórico não se fez acompanhar do sucesso empírico.

Mesmo assim, as conclusões destes trabalhos apontaram para a má especificação do CAPM, introduzindo outros fatores importantes na determinação do retorno esperado dos ativos. A partir daí, vários autores procuraram, alternativamente, testar o modelo levando em consideração a impossibilidade de se obter a verdadeira carteira de mercado.

Os pesquisadores procuraram então seguir por outra direção: ao invés de se preocuparem unicamente com a verdadeira carteira de mercado, aceitaram os índices de mercado como aproximações satisfatórias e passaram a investigar o comportamento de anomalias sistemáticas detectadas na formação de preços dos ativos e não explicáveis pelo CAPM.

Vários outros estudos foram realizados buscando identificar outros fatores, além das variáveis do CAPM, que melhor explicassem o retorno de ativos. Como alternativa teórica e empírica ao CAPM, Ross (1976) apresentou um modelo baseado na hipótese de não arbitragem, o *Arbitrage Pricing Model* (APT), que sustenta a formação dos preços de equilíbrio dos ativos como resultado das influências sistemáticas de fatores de natureza econômica, ainda que não sejam diretamente observáveis. Apesar de estabelecer uma relação linear dos retornos esperados dos ativos, este modelo não necessita das hipóteses simplificadoras do CAPM, contemplando situações de desequilíbrio na economia desde que não haja oportunidades de arbitragem. A verdadeira carteira de mercado deixa de ser importante e surgem novas discussões sobre que outros fatores econômicos poderiam afetar os retornos esperados dos ativos, já que o modelo não determina quais são os fatores relevantes, nem seus prêmios de risco.

Outros autores também desenvolveram modelos de fatores. Fama e French (1992, 1993, 1995, 1996) mostraram que os efeitos valor patrimonial/valor de mercado e o tamanho de firma absorvem a maioria das anomalias que invalidam o CAPM. Eles propõem um modelo alternativo, descrito a seguir, que inclui além do fator de mercado, outros dois fatores: o SMB, relacionado ao tamanho de firma e o HML, relacionado ao valor patrimonial/valor de mercado.

$$E(R^i) - R^f = \beta_i . [E(R^m) - R^f] + s_i . E(SMB) + h_i . E(HML)$$

onde:

*SMB* - retorno real da carteira *zero cost* formada por ativos de empresas pequenas menos as grandes.

*HML* - retorno real da carteira *zero cost* de empresas com alto índice (valor patrimonial / valor de mercado) menos as de baixo índice.

$s_i, h_i$  - coeficientes a serem estimados a partir das regressões múltiplas efetuadas a partir dos dados amostrais.

Em Fama e French (1998), eles confirmam que tais efeitos estão presentes em vários países no período de 1975 a 1995.

Sob o ponto de vista empírico, este modelo tem sido muito bem sucedido para explicar o comportamento dos retornos de ações no *cross-section*, tanto no mercado norte-americano como em algumas outras economias com mercados financeiros desenvolvidos. Há assim evidências de que os riscos associados às ações que não são capturados pelo índice de mercado, mas pelos outros dois fatores Fama e French.

Esta questão é de grande importância pelos seguintes aspectos: se a parcela de risco não sistemático, associada a cada ação em particular, pode ser inteiramente diversificada, então o modelo sugere que o índice de mercado não é capaz de capturar inteiramente toda a parcela de risco sistemático a que todas as ações estão sujeitas em maior ou menor intensidade. Ou seja, existem outros fatores de risco sistemático para o mercado acionário ainda não identificados e que são sintetizados por fatores relacionados a estratégias de investimento.

Mais recentemente, outros estudos foram realizados com o objetivo de identificar outros fatores que pudessem complementar na explicação de retorno de ativos financeiros. Jegadeesh e Titman (1993) identificaram o efeito Momento, onde ações com retornos baixos nos últimos três a doze meses tendem a piorar seus desempenhos nos próximos três a doze meses, enquanto ações com retornos extraordinários no mesmo período tenderiam a manter altos retornos pelos próximos três a doze meses. Segundo os autores, a estratégia que gera maior rentabilidade é aquela cuja formação das carteiras está baseada no desempenho dos últimos seis meses, mantendo-as por mais seis meses. Os mesmos autores (Jegadeesh e Titman (2001)) verificaram que as estratégias de momento se mantiveram rentáveis mesmo após a publicação de seu primeiro estudo e acreditam que a existência do efeito momento no curto prazo seja resultado de uma reação retardada dos agentes às informações disponíveis.

Motivado por tal constatação, Carhart (1997) procurando analisar a persistência de performance de fundos mútuos de investimento, tendo como intervalo amostral o período de 1962 a 1993 utiliza como um de seus modelos o clássico modelo de três fatores de Fama e French (1993) agora com um fator adicional destinado a capturar o efeito Momento documentado por Jegadeesh e Titman (1993), de acordo com a fórmula a seguir.

$$E(R^i) - R^f = \beta_i . [E(R^m) - R^f] + s_i . E(SMB) + h_i . E(HML) + p_i . E(PR1YR)$$



onde:

$PRIYR$  – retorno real da carteira zero cost com as empresas vencedoras menos as perdedoras.

$p_i$  – coeficiente a serem estimados a partir das regressões múltiplas efetuadas a partir dos dados amostrais.

Lima Júnior (2003) diz que esse “modelo é, assim, consistente com um modelo de equilíbrio de mercado considerando a existência de quatro fatores de risco”. Alternativamente pode ser enxergado como um modelo de atribuição de performance onde os coeficientes e prêmios indicam a proporção do retorno que pode ser atribuível a estratégias destinadas a replicar tais fatores, a saber, uma posição comprada em ações de alto *beta* versus ações de baixo *beta*, ações de alto valor patrimonial/valor de mercado em relação a ações de baixo valor patrimonial/valor de mercado, ações de menor capitalização versus ações de maior capitalização de mercado e, finalmente, ações vencedoras em um passado recente versus ações perdedoras.

## 2.2 Histórico de Aplicações dos Modelos Teóricos de Apreçamento no Brasil

Atendo-se inicialmente ao apreçamento de ações no mercado brasileiro, recentemente Matos e Neto (2008), revisitando *ipsis verbis* o modelo de apreçamento de ativos *a la* Cahart para o mercado acionário brasileiro para o período de 1997 a 2006, obtêm resultados que corroboram em termos qualitativo e quantitativo os resultados dos trabalhos originais para o mercado americano, evidenciando assim o forte poder de explicação para os modelos analisados na medida em que mais fatores (que captam os efeitos tamanho, valor patrimonial/valor de mercado e momento) foram adicionados ao CAPM.

Visando apresentar de forma sucinta um histórico de aplicações dos modelos de apreçamento agora somente para carteiras, segue-se Neves (2003), segundo o qual, um primeiro destaque seria Rodrigues (2000) que procurou testar o comportamento dos retornos dos ativos de acordo com o modelo de três fatores proposto por Fama e French (1993). O escopo do estudo limitou-se ao período 1991 a 1999, sendo verificada a estabilidade dos resultados em dois subperíodos, pré e pós Plano Real. Os resultados demonstraram o desempenho muito superior ao longo de todo período da estratégia de valor sobre a de crescimento, que chega a apresentar uma perda real de 40% no período. Entretanto, o desvio padrão e os *betas* das carteiras de valor são superiores aos da carteira de crescimento, o que contraria os resultados para mercados maduros encontrados em Fama e French (1998), que evidenciaram níveis de risco inferiores e retornos superiores para as carteiras de valor. Da mesma forma, o autor identificou a presença do efeito tamanho no sentido oposto ao preconizado por outros autores (Costa Jr. e Neves (2000), Halfeld e Procionoy (2000)), mas em consonância aos resultados de Braga e Leal (2002) e Garcia e Bonomo (2001). A carteira de ações de empresas de valor de mercado alto apresentou desempenho superior ao da carteira de valor de mercado baixo e risco inferior, representado pelo desvio padrão e pelo *beta*.

Assim como Costa Jr. e Neves (2000), o *beta* de mercado mostrou possuir potencial explanatório com relação a carteiras específicas, o que justifica sua permanência como um dos fatores de risco para as ações negociadas no mercado brasileiro.

## 2.3 Este Trabalho e a Literatura Relacionada

Avaliando os modelos de apreçamento de ativo descritos e o breve histórico da aplicação desses modelos no mercado brasileiro, optou-se em aplicar os três principais

modelos abordados: CAPM, três fatores e quatro fatores. No entanto, a forma de aplicação desses modelos, amplamente utilizados, no presente trabalho difere do que até então foi realizado. Busca-se a partir desses modelos tentar apreçar e prever os retornos de fundos de investimento em ações no mercado brasileiro, ou seja, apuram-se os fatores dos respectivos modelos, da forma originalmente proposta pelos autores, e a partir daí verifica-se se há consistência estatística desses fatores considerando o retorno de cada um dos fundos de investimentos de ações como variável dependente.

A principal motivação consiste em saber: i) inicialmente se é justificável usar modelos de fatores mais complexos *vis-à-vis* o CAPM; e ii) se há a necessidade de se derivar um modelo de fatores *a la* Fama e French, mas que capte as anomalias e os padrões específicos do mercado de Fundos de Investimento.

### 3. EXERCÍCIO EMPÍRICO

O que se buscará evidenciar nesse exercício ou teste empírico é qual desses modelos terá uma melhor capacidade de apreçamento, levando-se em consideração as significâncias dos coeficientes estimados (isoladamente e conjuntamente), o coeficiente de determinação ( $R^2$ ), bem como a melhor previsão, neste caso, observando-se as estatísticas usuais de performance de previsão. Para tal objetivo, serão utilizados os retornos de fundos de investimento em ações do mercado brasileiro. Assim, apresenta-se a seguir, a base de dados utilizada no estudo, bem como, será mostrado como foram construídos os fatores que serão utilizados para processar os modelos propostos, além da descrição da econometria usada para processar os referidos modelos.

#### 3.1 Base de Dados

Os dados utilizados neste estudo são do banco de dados da Economática, da Bloomberg, do *site* Fortuna e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Do primeiro fornecedor, foram extraídos o valor de mercado e o valor contábil das empresas selecionadas, no final de cada trimestre. Já da Bloomberg, foram coletadas as cotações das ações do final de cada mês, de cada empresa analisada, bem como as cotações do principal índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA), além da taxa SELIC. Do *site* Fortuna, foram extraídos os valores das cotas dos fundos de ações IBOVESPA ativo, no período analisado. E por fim, do IBGE foi utilizado a variação do Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), desse mesmo período.

Por razões metodológicas e por questões relacionadas à facilidade de coleta e manuseio dos dados, limitou-se o escopo do estudo ao período entre janeiro de 1997 e dezembro de 2006. Foi, inicialmente, selecionada uma amostra das 100 (cem) ações mais negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). A partir dessa amostra foram selecionadas ações com, no mínimo, 120 (cento e vinte) cotações mensais, no referido período. No final, trabalhou-se com 44 (quarenta e quatro) ações, correspondente a 38 (trinta e oito) empresas, conforme especificadas na Tabela 1 a seguir.

**Tabela 1: Empresas e ativos utilizados no estudo**

EMPRESAS	ATIVOS	EMPRESAS	ATIVOS
Acesita	ACES4	Itaubanco	ITAU4
Ambev	AMBV3	Itausa	ITSA4

	AMBV4	Klabin S/A	KLBN4
Aracruz	ARCZ6	Lojas Americanas	LAME4
Banco do Brasil	BBAS3	Iochp-Maxion	MYPK4
Bradesco	BBDC3	Net	NETC4
	BBDC4	P.Acucar-CBD	PCAR4
Braskem	BRKM5	Petrobras	PETR3
Brasil Telecom	BRTO4		PETR4
Celesc	CLSC6	Paranapanema	PMAM4
Cemig	CMIG3	Marcopolo	POMO4
Copel	CPLE6	Ipiranga Petróleo	PTIP4
Souza Cruz	CRUZ3	Randon Participações	RAPT4
Siderúrgica Nacional	CSNA3	Sadia S/A	SDIA4
Duratex	DURA4	Saraiva Livraria	SLED4
Eletrobrás	ELET3	Suzano Papel	SUZB5
	ELET6	Telemar Norte Leste	TMAR5
Eternit	ETER3	Unipar	UNIP6
Gerdau	GGBR3	Usiminas	USIM3
	GGBR4	Vale R Doce	VALE3
Gerdau Metalúrgica	GOAU4		VALE5
Guararapes	GUAR3	Weg	WEGE3

Foram utilizados os preços históricos de fechamento (últimos preços de negociação) do último dia de cada mês do período referido. O retorno mensal de cada ativo foi obtido, subtraindo-se o preço de fechamento do mês em questão do preço de fechamento do mês anterior, sendo que este resultado foi dividido pelo preço da ação do mês anterior. Os referidos preços das ações estão ajustados com os dividendos pagos e quaisquer desdobramentos que tenham ocorrido, nesse período. Todos os retornos calculados, inclusive o IBOVESPA e a taxa livre de risco (SELIC), foram deflacionados pela variação do IPCA.

Com relação à seleção dos fundos de investimento, foi utilizada, na amostra, os fundos de investimento em ações, classificados pela ANBID (Associação Nacional dos Bancos de Investimento) como Ações IBOVESPA Ativo, com as operações iniciadas antes de janeiro de 1997, geridos tanto por empresas de gestão independentes quanto por gestores ligados a instituições financeiras.



**Tabela 2: Fundos de investimento em ações utilizados no estudo**

Nome do Fundo	Administrador	Nome abreviado	Retorno Acumulado	Patrimônio Líquido (R\$)	Início de Atividades
ABN AMRO FIQ FI	ABN AMRO				
ACOES PLUS	REAL	ABN	135,88%	10.588.407,84	01/10/1993
ATICO ACOES FI EM					
ACOES	MELLON	Atico	185,01%	12.500.747,21	08/02/1993
BNB FI ACOES	BNB	BNB	175,32%	2.937.423,55	05/06/1991
BRADESCO FIA					
SUPER ACAA	BRADESCO	Bradesco	143,53%	62.144.895,62	07/04/1994
ELITE FUNDO					
INVESTIMENTO EM					
ACOES	ELITE	Elite	338,54%	4.397.641,41	01/01/1980
GALAXIA ACOES FI	ITAU	Galaxia	778,34%	91.772.672,88	25/09/1995
ITAU PRIVATE					
ATIVO ACOES FI	ITAU	Itau 1	280,90%	31.021.714,00	04/04/1994
ITAU EXPERTISE					
ACOES FI	ITAU	Itau 2	514,57%	9.394.286,15	01/04/1996
LEGG MASON ACOES					
SUSTENT					
EMPRESARIAL FI	LEGG MASON	Legg 1	146,60%	121.212.541,31	10/04/1986
LEGG MASON					
PRIVATE FOCUS					
ACOES FIC FI	LEGG MASON	Legg 2	212,50%	23.949.690,18	01/06/1993
LEGG MASON ACOES					
IBOV ATIVO SILVER					
FICFI	LEGG MASON	Legg 3	161,71%	49.314.112,96	21/07/1992
SANTANDER SUPER					
FI ACOES	SANTANDER	Santander	248,12%	110.683.533,32	01/01/1980
SCHAHIN ACOES I					
FI	SCHAHIN	Schahin	151,72%	345.732,50	28/11/1994
SLW ACOES FIA	SLW CVC	SLW	65,40%	4.494.663,66	08/08/1994
SUDAMERIS FI					
ACOES	ABN AMRO				
INSTITUCIONAL	REAL	Sudameris	375,16%	34.214.100,45	23/12/1996
UNIBANCO					
PREVIDENCIA IBOV					
FI ACOES	UNIBANCO	Unibanco 1	80,52%	49.342.724,54	02/01/1996
UNIBANCO BLUE FI					
ACOES	UNIBANCO	Unibanco 2	110,32%	154.794.522,47	01/01/1980
VOTORANTIM FI					
ACOES	VOTORANTIM	Votorantim	165,76%	14.017.009,68	03/08/1992

Conforme discriminados na Tabela 2, foram selecionados fundos abertos a todos os investidores, inclusive para investidores qualificados, sendo desconsiderados os fundos exclusivos. Assim, foi obtida uma amostra inicial de 30 fundos de investimentos em ações. Como já mencionado, os preços das cotas utilizadas para as análises foram obtidos através do site financeiro *Fortuna*. No entanto, após as exclusões de fundos que não possuíam informações completas para o período analisado (janeiro de 1997 a dezembro de 2006) tem-se a amostra selecionada de 18 fundos de investimentos em ações que foi objeto do presente estudo. Ademais, a taxa SELIC, como já mencionado, representará a taxa livre de risco para o mercado brasileiro, seguindo o padrão da literatura. A taxa SELIC é a taxa básica de juros da

economia brasileira, fixada periodicamente pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM).

Além disso, o IBOVESPA foi utilizado para representar a carteira de mercado no modelo CAPM. O IBOVESPA é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Sua relevância advém do fato desse índice retratar o comportamento dos principais papéis negociados na BOVESPA e também por sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968. Sua Carteira Teórica, para o quadrimestre setembro a dezembro de 2006, foi representado por 56 (cinquenta e seis) papéis, com seus respectivos pesos, conforme indicados, a seguir, na Tabela 3.

**Tabela 3: Composição do IBOVESPA em 29/12/2006**

Código	Empresa	%	Código	Empresa	%
PETR4	PETROBRAS	12,2792	GOAU4	GERDAU MET	1,0790
VALE5	VALE R DOCE	11,1303	TCSL4	TIM PART S/A	1,0505
TNLP4	TELEMAR	5,0171	CCRO3	CCR RODOVIAS	0,9683
BBDC4	BRADESCO	4,9593	VCPA4	V C P	0,9343
USIM5	USIMINAS	4,4258	PRGA3	PERDIGAO S/A	0,9227
ITAU4	ITAUBANCO	3,4672	ARCZ6	ARACRUZ	0,8668
CSNA3	SID NACIONAL	2,9389	TMAR5	TELEMAR N L	0,8660
GGBR4	GERDAU	2,7072	TAMM4	TAM S/A	0,8450
VALE3	VALE R DOCE	2,5487	SBSP3	SABESP	0,8349
BRKM5	BRASKEM	2,3298	NATU3	NATURA	0,7135
NETC4	NET	2,1897	LIGT3	LIGHT S/A	0,7052
ELET6	ELETROBRAS	2,1573	BRTP4	BRASIL T PAR	0,6891
PETR3	PETROBRAS	2,1151	PCAR4	P.ACUCAR-CBD	0,6877
CMIG4	CEMIG	2,0723	ALLL11	ALL AMER LAT	0,6704
VIVO4	VIVO	2,0406	CLSC6	CELESC	0,6186
UBBR11	UNIBANCO	1,9598	KLBN4	KLABIN S/A	0,5975
	EMBRATEL				
EBTP4	PAR	1,7569	BRTP3	BRASIL T PAR	0,5807
ITSA4	ITAUSA	1,7442	TMCP4	TELEMIG PART	0,5586
ARCE3	ARCELOR BR	1,7153	CRUZ3	SOUZA CRUZ	0,5459
TNLP3	TELEMAR	1,6778	PTIP4	IPIRANGA PET	0,5121
CPL6	COPEL	1,4697	CESP6	CESP	0,4672
SDIA4	SADIA S/A	1,3654	TRPL4	TRAN PAULIST	0,4455
ELET3	ELETROBRAS	1,3503	TLPP4	TELESP	0,3997
BRTO4	BRASIL TELECOM	1,3441	TCSL3	TIM PART S/A	0,3993
BRAP4	BRADESPAR	1,3317	ACES4	ACESITA	0,3695
AMBV4	AMBEV	1,3118	ELPL6	ELETROPAULO	0,3399
BBAS3	BRASIL	1,2963	CGAS5	COMGAS	0,3196
EMBR3	EMBRAER	1,1592	CMIG3	CEMIG	0,1518

### 3.2 Construção dos Fatores dos Modelos

Considerando os modelos de apreçamento de ativos que foram especificados no capítulo 1 e que serão objetos para o estudo – CAPM, três fatores e quatro fatores – o desafio foi apurar os fatores dos respectivos modelos, também já mencionados nesse mesmo capítulo

1 – *RMRF*, *SMB*, *HML* e *PRIYR* - para o período do trabalho, que vai de janeiro de 1997 a dezembro de 2006.

O primeiro fator – *RMRF*, que é base para o modelo CAPM, foi obtido a partir da diferença de retorno entre a variação do IBOVESPA, representante da carteira de mercado, e a taxa SELIC, taxa livre de risco para o mercado brasileiro. Essa diferença de excesso de retorno (IBOVESPA - SELIC), para cada trimestre, foi deflacionada pela variação do IPCA.

A seguir, foram construídos os segundo e terceiro fatores, *SMB* e *HML*, que associados ao fator *RMRF* constituem a base para processamento do modelo de três fatores desenvolvido por Fama e French (1993). Para apuração desses dois fatores, foram utilizados os valores de mercados (ME) de cada um das 44 (quarenta e quatro) ações das 38 (trinta e oito) empresas, para cada trimestre. Além disso, apurou-se, a relação entre o valor patrimonial (BE) e o valor de mercado (ME), de cada uma das ações, em cada trimestre, e os retornos trimestrais dos 44 ativos.

O passo seguinte foi, para cada um dos quarenta trimestres, estratificar as ações de acordo com a capitalização de mercado (ME), a qual é comumente referida como efeito “Tamanho”, estabelecendo dois grupos a partir da mediana do valor de mercado das empresas pertencentes à amostra. As classificadas nos 50% superiores a partir da mediana são ditas grandes (*Big*, fonte da letra B da variável *SMB*) enquanto as pertencentes aos 50% inferiores ficam estabelecidas como pequenas (*Small*, S da variável *SMB*). Note-se que agindo desta forma cria-se um rebalanceamento trimestral para as carteiras *S* e *B*. A variável *SMB* será construída de forma a mensurar a diferença de retorno obtido entre as carteiras *S* e *B*, em cada um dos trimestres. O critério para o cálculo do retorno médio de cada um dos portfólios (*B* e *S*) foi o mesmo utilizado pelos autores do modelo Fama e French (1993) que é o *value-weighted*, ou seja, ponderam-se os retornos dentro dos portfólios através da capitalização de mercado das companhias.

Faz-se semelhante estratificação, ressalte-se, de forma independente, não sequencial em relação à estratificação anterior, agora para a variável BE/ME, que representa o efeito “Valor”, e em três grupos, obtidos através de pontos de corte no 3o. e 7o. decis (30% e 70%) da distribuição, criando-se assim carteiras de alta (*High-H*) relação BE/ME (30% superiores), entre os 30 e 70% - *Medium M* e 30% inferiores (*Low* BE/ME – carteira *L*). Da combinação das duas carteiras, montadas a partir da estratificação pela capitalização de mercado (ME) e das três outras, criadas agora a partir da variável BE/ME, tem-se seis novas carteiras abrangendo todas as ações componentes da amostra, a saber: *BH*, *BM*, *BL*, *SH*, *SM* e *SL*.

Note-se que, partindo agora para o cálculo das variáveis independentes propriamente ditas, os autores realizam então um passo de grande importância para fins da posterior aptidão analítica do modelo. Como as variáveis estarão simultaneamente presentes no modelo de regressão múltipla, as mesmas devem ser construídas de forma a se evitar a existência de multicolinearidade, ou seja, tanto quanto possível deve a diferença de retorno dos portfólios representativos das carteiras *S* e *B* (variável “*Small minus Big*” ou variável *SMB*) estar livre de efeitos oriundos da variável BE/ME. O mesmo deve ser dito em relação à diferença de retorno entre as carteiras de alto BE/ME (*High*) e as de baixo valor de mercado (*Low*) – Variável “*High minus Low*” ou *HML* e o efeito “Tamanho”.

Assim, ao invés da simples utilização dos portfólios *Small* e *Big*, calculados em cada trimestre, foram utilizados os seis portfólios oriundos da subestratificação dos grupos, propondo uma ortogonalização simples, calculando as variáveis da seguinte forma, de acordo também com o modelo desenvolvido por Fama e French (1993):

$$SMB = (SL+SM+SH)/3 - (BL+BM+BH)/3$$

$$HML = (SH+BH)/2 - (SL+BL)/2$$

onde:

*SL* – portfólio composto pelas ações de pequena capitalização de mercado (*Small*) e de baixo valor patrimonial/valor de mercado (*Low*).

*SM* – portfólio composto pelas ações de pequena capitalização de mercado (*Small*) e de médio valor patrimonial/valor de mercado (*Medium*).

*SH* – portfólio composto pelas ações de pequena capitalização de mercado (*Small*) e de alto valor patrimonial/valor de mercado (*High*).

*BL* – portfólio composto pelas ações de grande capitalização de mercado (*Big*) e de baixo valor patrimonial/valor de mercado (*Low*).

*BM* – portfólio composto pelas ações de grande capitalização de mercado (*Big*) e de médio valor patrimonial/valor de mercado (*Medium*).

*BH* – portfólio composto pelas ações de grande capitalização de mercado (*Big*) e de alto valor patrimonial/valor de mercado (*High*).

Por fim, fez-se a apuração do quarto fator - PR1YR - que representa o efeito “Momento”. O PR1YR associado aos fatores anteriores – RMRF, SMB e HML - constituem a base para processamento do modelo de quatro fatores apresentado por Carhart (1997). Para cada trimestre, apurou-se, para cada ação, o retorno de onze meses anteriores ao trimestre de referência. Assim, fez-se a estratificação das ações a partir dos retornos de onze meses anteriores ao trimestre de referência, estabelecendo dois grupos obtidos através de pontos de corte no 3º. e 7º. decis (30% e 70%) da distribuição, criando-se assim a carteira com as empresas vencedoras (*Winners* - W), que possuem os maiores retornos de onze meses (30% superiores), e a carteira com as empresas perdedoras (*Losers* - L) do 7º. ao 10º. decis (30% inferiores).

### 3.3 Modelos Econométricos Utilizados

O método econométrico de estimação utilizado foi o dos mínimos quadrados ordinários (MQO), atribuído ao matemático alemão Carl Frieddrich Gauss. Segundo Gujarati (2006) “sob certas premissas o MQO tem algumas propriedades estatísticas muito atraentes que o tornaram um dos métodos de análise de regressão mais poderosos edifundidos.”

Aparentemente simples, este método exige algumas observações iniciais. Assim, visando reconhecer a presença de violações básicas, nas regressões de todos os modelos foi utilizado o teste ARCH LM para detectar a violação de heterocedasticidade e o teste LM de Breusch-Godfrey para detectar a autocorrelação, ambos os testes com até 5 (cinco) defasagens. Consequentemente, para o caso de pelo menos uma das violações, adota-se a correção para a matriz de variância-covariância proposta por Newey e West (1987).

Como testes de hipótese, fez-se uso das estatísticas *t* para e também da estatística *F* (teste Wald) para se verificar conjuntamente as restrições impostas aos coeficientes dos modelos de três e quatro fatores, exceto o *alfa* e o *beta*. A seguir, são especificados os três modelos utilizados nos testes empíricos de acordo com os modelos teóricos apresentados na seção 2 deste trabalho. O primeiro modelo aplicado no estudo foi o CAPM, de acordo com a seguinte regressão:

$$R_t^i - R_t^f = a_i + \beta_i \cdot [R_t^m - R_t^f] + \varepsilon_t$$

Sendo que:

$\varepsilon_t$  - resíduo da regressão.

Em seguida, testou-se respectivamente, os modelos de três e quatro fatores, de acordo com as seguintes regressões:

$$R_t^i - R_t^f = a + \beta \cdot [R_t^m - R_t^f] + s \cdot SMB_t + h \cdot HML_t + \varepsilon_t$$

e

$$R_t^i - R_t^f = a + \beta \cdot [R_t^M - R_t^f] + s \cdot SMB_t + h \cdot HML_t + p \cdot PR1YR_t + \varepsilon_t$$

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Fatores dos Modelos

Primeiramente, apresenta-se na Tabela 4, a seguir, a relação dos fatores apurados para cada um dos 40 trimestres referidos, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2006, bem como os retornos do IBOVESPA e da SELIC, desse mesmo período, todos eles, inclusive os fatores, deflacionados pelo IPCA.

**Tabela 4: Estatísticas descritivas dos fatores dos modelos**

	<b>RMRF</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>PR1YR</b>
Média	0,03%	-0,45%	-7,99%	0,46%
Desvio padrão	19,43%	10,35%	8,98%	11,10%
Mínimo	-37,05%	-34,48%	-29,72%	-24,59%
Máximo	45,44%	24,37%	10,33%	19,03%

### 4.2 Apreçamento dos Fundos de Investimento em Ações

As pesquisas empíricas têm encontrado evidências de que outros atributos dos ativos além do *beta* do CAPM podem melhorar a estimativa dos retornos esperados. Assim, o que se buscou encontrar como resultado desse trabalho é qual dos modelos que foram testados (CAPM, três fatores e quatro fatores) obteve melhor performance em termos de apreçamento e previsão *in-sample*, considerando-se os retornos reais dos fundos de investimento em ações selecionados do mercado brasileiro.

Antes de apresentar os resultados para cada fundo de investimento isoladamente, mostra-se na Tabela 5 e na Figura 1, o retorno acumulado dos 18 (dezoito) fundos de investimento em ações que foram pesquisados, bem como a posição de cada um dos fundos em relação ao resultado acumulado do IBOVESPA, no período de estudo, janeiro de 1997 a dezembro de 2006.

Os valores dos Patrimônios Líquidos (PL), na posição de 31/12/2006, de cada fundo, também são apresentados.

Tabela 5: Retorno acumulado dos 18 (dezoito) fundos de investimento em ações

Fundo de investimento em ações	PL (R\$) <sup>a</sup>	Retorno Acumulado <sup>b</sup>
SLW	4.494.663,66	65,40%
Unibanco 1	49.342.724,54	80,52%
Unibanco 2	154.794.522,47	110,32%
ABN	10.588.407,84	135,88%
Bradesco	62.144.895,62	143,53%
Legg 1	121.212.541,31	146,60%
Schahin	345.732,50	151,72%
Legg 3	49.314.112,96	161,71%
Votorantim	14.017.009,68	165,76%
BNB	2.937.423,55	175,32%
Atiço	12.500.747,21	185,01%
Legg 2	23.949.690,18	212,50%
<b>IBOVESPA</b>		<b>229,33%</b>
Santander	110.683.533,32	248,12%
Itaú 1	31.021.714,00	280,90%
Elite	4.397.641,41	338,54%
Sudameris	34.214.100,45	375,16%
Itaú 2	9.394.286,15	514,57%
Galaxia	91.772.672,88	778,34%

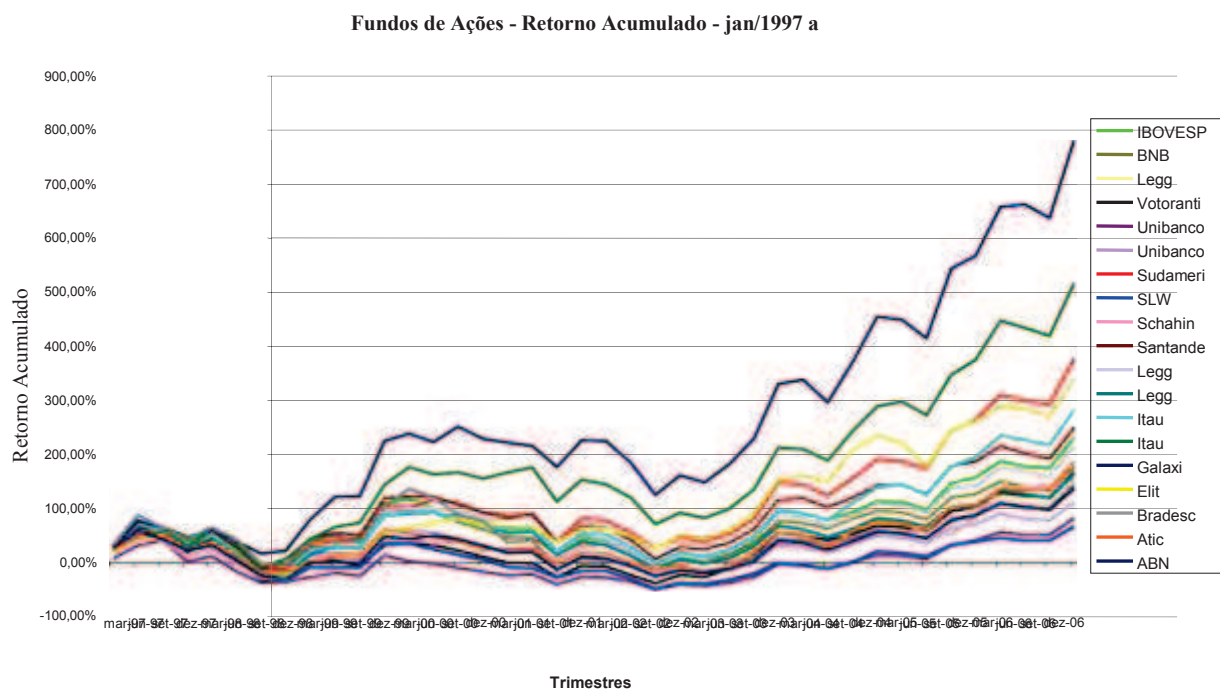
<sup>a</sup> Posição em 31/12/2006<sup>b</sup> Período de 01/01/1997 a 31/12/2006

Figura 1: Retorno acumulado dos 18 (dezoito) fundos de investimento em ações



Analisando as informações da Tabela 5 e da Figura 1, observa-se que apenas 06 (seis) fundos de investimento superaram o retorno acumulado do IBOVESPA, índice que representa a carteira de mercado de renda variável no Brasil, pois os demais 12 (doze) fundos apresentaram retorno, no período, inferior ao IBOVESPA.

Neste momento, faz-se a apresentação de resultados do processamento dos modelos propostos através das tabelas a seguir. Inicialmente, a Tabela 6, a seguir, representa uma tabela auxiliar para indicar a posição relativa de cada um dos 18 fundos de investimento estudados em cada uma das tabelas de resultados de regressões, considerando o retorno acumulado e o patrimônio líquido. Essa forma de agrupamento foi proposta com o intuito de se verificar se há diferença nos resultados dos modelos entre os fundos, em função do tamanho e do retorno de cada fundo, ou melhor, se pode identificar algum perfil nesses resultados a partir dessa disposição.

**Tabela 6: Tabela auxiliar para indicar a posição relativa de cada um dos 18 fundos de investimento estudados em cada uma das tabelas de resultados de regressões.<sup>a, b</sup>**

Patrimônio líquido	Retorno acumulado ( <i>performance</i> relativa)					
	baixa	2	3	4	5	Alta
Pequeno	SLW	ABN	Schahin	BNB	Elite	Itau 2
Médio	Legg 3	Votorantim	Atico	Legg 2	Itau 1	Sudameris
Grande	Unibanco 1	Unibanco 2	Bradesco	Legg 1	Santander	Galáxia

<sup>a</sup> O retorno acumulado é real (descontado pelo IPCA), no período de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2006. <sup>b</sup> O valor do Patrimônio Líquido se refere à posição de 31/12/2006.

As Tabelas 7, 8 e 9, a seguir, apresentam os resultados das regressões dos modelos CAPM, três fatores e quatro fatores, respectivamente.

**Tabela 7: Teste de apreçamento com uso do CAPM. 1997:1 - 2006:4 - 40 observações. <sup>a</sup>**

$R_t^i - R_t^f = a + \beta \cdot [R_t^M - R_t^f] + \varepsilon_t$												
Variável dependente: retorno excedente dos 18 fundos de investimento classificados por performance relativa e valor de patrimônio líquido												
patrimônio líquido	performance relativa						performance relativa					
	baixa	2	3	4	5	alta	baixa	2	3	4	5	alta
	<i>a</i>						<i>p</i> -valor ( <i>a</i> )					
pequeno	-0.003056 *	0.005088 *	0.003738 *	0.006094 *	0.017434 *	0.027430	(0.7606)	(0.5423)	(0.7721)	(0.3009)	(0.1328)	(0.0009)
médio	0.010106 *	0.009860 *	0.007904 *	0.014703	0.019039	0.023260	(0.1137)	(0.3959)	(0.3441)	(0.0242)	(0.0031)	(0.0004)
grande	-0.003210 *	0.001560 *	0.009057 *	0.006730 *	0.014567	0.036653	(0.7853)	(0.7891)	(0.2601)	(0.2083)	(0.0006)	(0.0000)
	<i>β</i>						<i>p</i> -valor ( <i>β</i> )					
pequeno	0.930531	0.921727	0.720612	0.808802	0.756202	0.792529	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
médio	0.997034	0.953469	0.777097	1,000822	0.975266	0.930486	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
grande	0.803632	0.911488	0.986390	0.944433	0.914165	0.833030	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	<i>R</i> <sup>2</sup>											
pequeno	0.918142	0.940129	0.731147	0.940791	0.867466	0.890790						
médio	0.968482	0.930039	0.820860	0.968451	0.972255	0.952170						
grande	0.814995	0.968029	0.934047	0.973965	0.974330	0.904986						

\* Parâmetro não significativo ao nível de 5%. *p*-valor em parênteses.

<sup>a</sup> Técnica de estimação: MQO com erro-padrão consistente para heterocedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações

**Tabela 8: Teste de apreçamento com uso do modelo de 3 fatores de Fama e French (1993). 1997:1 - 2006:4 - 40 observações.** <sup>a, b</sup>

$$R_t^i - R_t^f = a + \beta_i \cdot [R_t^M - R_t^f] + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + \varepsilon_t$$

Variável dependente: retorno excedente dos 18 fundos de investimento classificados por performance relativa e valor de patrimônio líquido

patrimônio líquido	performance relativa						performance relativa					
	baixa	2	3	4	5	alta	baixa	2	3	4	5	alta
	<i>a</i>						<i>p</i> -valor ( <i>a</i> )					
pequeno	-0.008593 *	0.002948 *	0.008520 *	0.010134 *	0.022440 *	0.026639	(0.5112)	(0.8274)	(0.6140)	(0.2614)	(0.1398)	(0.0169)
médio	0.009135 *	0.015414 *	0.011089 *	0.014377 *	0.019406	0.026060	(0.3020)	(0.1209)	(0.2909)	(0.1062)	(0.0389)	(0.0220)
grande	-0.004432 *	-0.000423 *	-0.005216 *	0.004999 *	0.012774	0.042474	(0.7225)	(0.9497)	(0.7109)	(0.5487)	(0.0350)	(0.0001)
	<i>β</i>						<i>p</i> -valor ( <i>β</i> )					
pequeno	0.939914	0.926012	0.709025	0.798990	0.750369	0.799465	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
médio	0.997012	0.951813	0.780679	0.999539	0.971437	0.923009	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
grande	0.815988	0.912636	1,017702	0.946056	0.915499	0.820807	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
	<i>s</i>						<i>p</i> -valor ( <i>s</i> )					
pequeno	-0.043118 *	2.59E-05 *	-0.051273 *	-0.043821 *	0.106318 *	0.135985 *	(0.5986)	(0.9996)	(0.5705)	(0.4093)	(0.2221)	(0.1371)
médio	-0.049946 *	0.240274	0.252906	-0.049185 *	-0.078586	-0.047582 *	(0.3458)	(0.0038)	(0.0258)	(0.3490)	(0.0028)	(0.3357)
grande	0.251742 *	-0.071636 *	0.069829 *	-0.046753 *	-0.057253	-0.014629 *	(0.1323)	(0.0802)	(0.2624)	(0.3329)	(0.0124)	(0.8892)
	<i>h</i>						<i>p</i> -valor ( <i>h</i> )					
pequeno	-0.066795 *	-0.026765 *	0.062662 *	0.052980 *	0.056611 *	-0.017535 *	(0.4570)	(0.7886)	(0.5858)	(0.4310)	(0.5135)	(0.7855)
médio	-0.009337 *	0.055925 *	0.025596 *	-0.001314 *	0.009007 *	0.037688 *	(0.8901)	(0.4335)	(0.6850)	(0.9845)	(0.8794)	(0.6643)
grande	-0.029427 *	-0.020762 *	-0.182366 *	-0.019011 *	-0.019193 *	0.073590 *	(0.7541)	(0.7322)	(0.0996)	(0.7567)	(0.7088)	(0.1973)
	<i>R</i> <sup>2</sup>						Wald Test - <i>H</i> <sub>0</sub> : <i>s</i> =0, <i>h</i> =0					
pequeno	0.915204	0.936964	0.718433	0.939130	0.866483	0.892822	0.685524 (0.5103)	0.036526 (0.9642)	0.430944 (0.6532)	0.506134 (0.6070)	0.974152 (0.3872)	1,163062 (0.3240)
médio	0.967499	0.945096	0.837967	0.967416	0.972656	0.950570	0.463456 (0.6328)	5,558814 (0.0079)	3,831391 (0.0310)	0.450128 (0.6411)	5,513153 (0.0082)	0.508861 (0.6054)
grande	0.829445	0.968209	0.938177	0.973343	0.974179	0.901218	1,208129 (0.3106)	1,69851 (0.1973)	1,877044 (0.1677)	0.544943 (0.5846)	3,485286 (0.0413)	0.922334 (0.4068)

\* Parâmetro não significativo ao nível de 5%. *p*-valor em parênteses.

<sup>a</sup> Técnica de estimação: MQO com erro-padrão consistente para heterocedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações

<sup>b</sup> No teste de Wald estão reportados os valores da estatística F e os respectivos *p*-valor em parênteses.

**Tabela 9: Teste de apreçamento com uso do modelo de 4 fatores de Cahart (1997). 1997:1 - 2006:4 - 40 observações. <sup>a, b</sup>**

		performance relativa						performance relativa					
patrimônio líquido		baixa	2	3	4	5	alta	baixa	2	3	4	5	alta
		<i>a</i>						<i>p</i> -valor ( <i>a</i> )					
pequeno		-0.007229 *	0.003248 *	0.007079 *	0.009954 *	0.024648 *	0.026676	(0.5749)	(0.8085)	(0.6878)	(0.2589)	(0.1516)	<b>(0.0317)</b>
médio		0.007352 *	0.013935 *	0.013759 *	0.012589 *	0.019435 *	0.025684	(0.3659)	(0.1486)	(0.2660)	(0.1248)	(0.0508)	<b>(0.0157)</b>
grande		-0.004240 *	0.000694 *	-0.002661 *	0.003399 *	0.013441	0.045246	(0.7480)	(0.9215)	(0.8495)	(0.6266)	<b>(0.0250)</b>	<b>(0.0002)</b>
		<i>β</i>						<i>p</i> -valor ( <i>β</i> )					
pequeno		0.935945	0.925137	0.713216	0.799514	0.743947	0.799357	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
médio		1,002198	0.956118	0.772913	1,00474	0.971354	0.924103	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
grande		0.815429	0.909387	1,010268	0.950712	0.913558	0.812744	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
		<i>s</i>						<i>p</i> -valor ( <i>s</i> )					
pequeno		-0.010941 *	0.007116 *	-0.085258 *	-0.048069 *	0.158382 *	0.136863 *	(0.9005)	(0.9250)	(0.4764)	(0.4602)	(0.1352)	(0.1280)
médio		-0.091995 *	0.205375	0.315873	-0.091354 *	-0.077907	-0.056455 *	<b>(0.0870)</b>	<b>(0.0082)</b>	<b>(0.0144)</b>	<b>(0.0849)</b>	<b>(0.0265)</b>	(0.4505)
grande		0.256269 *	-0.045295 *	0.130096 *	-0.084501 *	-0.041518 *	0.050740 *	(0.1593)	(0.3004)	<b>(0.0634)</b>	<b>(0.0958)</b>	(0.2605)	(0.6125)
		<i>h</i>						<i>p</i> -valor ( <i>h</i> )					
pequeno		-0.048137 *	-0.022654 *	0.042956 *	0.050517 *	0.086800 *	-0.017026 *	(0.5627)	(0.8150)	(0.7423)	(0.4219)	(0.3787)	(0.8234)
médio		-0.033719 *	0.035689 *	0.062106 *	-0.025765 *	0.009400 *	0.032543 *	(0.6115)	(0.6284)	(0.4442)	(0.7026)	(0.8776)	(0.6550)
grande		-0.026803 *	-0.005488 *	-0.147420 *	-0.040899 *	-0.010069 *	0.111493 *	(0.7959)	(0.9168)	(0.1681)	(0.4681)	(0.8367)	(0.1083)
		<i>p</i>						<i>p</i> -valor ( <i>p</i> )					
pequeno		0.059567 *	0.013125 *	-0.062914 *	-0.007865 *	0.096382 *	0.001625 *	(0.3204)	(0.8886)	(0.5741)	(0.9081)	(0.4772)	(0.9860)
médio		-0.077844 *	-0.064607 *	0.116567 *	-0.078064 *	0.001257 *	-0.016426 *	(0.1811)	(0.3197)	(0.2912)	(0.1763)	(0.9823)	(0.8652)
grande		0.008380 *	0.048763 *	0.111570 *	-0.069882 *	0.029128 *	0.121013 *	(0.9159)	(0.3538)	(0.1315)	(0.2352)	(0.5507)	(0.1651)
		<i>R</i> <sup>2</sup>						Wald Test - Ho: s=0, h=0, p=0					
pequeno		0.913716	0.935210	0.711782	0.937412	0.866174	0.889760	0.677746	0.024701	0.375910	0.335169	1,039556	0.862236
médio		0.968034	0.944588	0.837939	0.967946	0.971875	0.949231	(0.5715)	(0.9947)	(0.7709)	(0.8000)	(0.3871)	(0.4698)
grande		0.824595	0.967988	0.939377	0.973903	0.973686	0.903139	1,239899	<b>3,665093</b>	<b>2,953984</b>	1,24374	<b>3,803465</b>	0.343113
								(0.3100)	<b>(0.0214)</b>	<b>(0.0458)</b>	(0.3086)	<b>(0.0185)</b>	(0.7943)
								0.780748	1,193912	2,740883	1,225071	2,776924	1,002884
								(0.5127)	(0.3263)	(0.0579)	(0.3151)	(0.0556)	(0.4031)

\* Parâmetro não significativo ao nível de 5%. *p*-valor em parênteses.

<sup>a</sup> Técnica de estimação: MQO com erro-padrão consistente para heterocedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações

<sup>b</sup> No teste de Wald estão reportados os valores da estatística F e os respectivos *p*-valor em parênteses.

Em todas estas tabelas, foram reportados os valores dos coeficientes dos modelos e seus respectivos *p-valores*, bem como os coeficientes de explicação  $R^2$ . Além disso, as Tabelas 8 e 9 mostram os resultados do teste Wald, uma vez que os modelos de fatores são caracterizados pela inserção de mais de dois ou mais regressores. Como já explicado anteriormente, o *layout* das tabelas segue o *das tabelas em* Fama e French (1993), com o intuito de proporcionar uma melhor visualização, identificação de um padrão por parte dos fundos de investimento.

Considerando os resultados da Tabela 7, que corresponde ao CAPM, pode-se observar que o parâmetro  $\alpha$  de Jensen, somente irá apresentar significância estatística para fundos de investimento em ações com maior patrimônio líquido e com *performance* relativa alta, sendo este um primeiro indício de que o CAPM não seja o mais indicado dos modelos para fundos de investimento com um este perfil, exogenamente identificado, abrindo precedente para a derivação de modelos mais apropriados.

Nas Tabelas 7, 8 e 9, o parâmetro  $\beta$  de mercado tem significância estatística a 5% para todos os fundos de investimento analisados, indicando a robustez da relevância do retorno excedente de mercado com variável explicativa. Os coeficientes de determinação  $R^2$  de todos os fundos de investimento em ações analisados apresentaram bons resultados, a maioria se situando em patamar acima de 80%, não sendo possível detectar uma melhoria deste indicador quando do uso do CAPM ou dos modelos de fatores de acordo com nenhum padrão dos fundos de investimento.

Nas Tabelas 8 e 9 são reportados os resultados para os testes de apreçamento usando os modelos de fatores de Fama e French (1993) e Cahart (1997), respectivamente. Com relação ao  $\alpha$  de Jensen, observa-se a inserção de mais fatores como regressores parece ser relevante no sentido de melhor captar as fontes de risco associados aos fundos de investimento com maior patrimônio líquido e *performance* relativa, havendo uma redução gradual na quantidade de fundos de investimento em que este parâmetro é significativo. No entanto, quando do uso destes modelos de fatores, observam-se problemas relacionados à significância dos coeficientes associados aos justamente aos fatores inseridos no modelo.

No modelo de três fatores, apenas cerca de 4 (quatro) dos 18 (dezoito) fundos de investimento apresentam o parâmetro associado ao efeito tamanho,  $s$ , significativo ao nível de 5%, enquanto para o outro parâmetro  $h$ , o qual mensura a sensibilidade ao efeito valor patrimonial/ valor de mercado, não se evidencia significância estatística para nenhum dos fundos estudados.<sup>3</sup>

Na Tabela 9, observa-se a inclusão do efeito momento faz com que haja uma melhora substancial na quantidade de fundos em que o efeito tamanho é significativo, acompanhada da persistente insignificância do efeito valor patrimonial/ valor de mercado e da inquietante insignificância também do efeito momento, todos ao nível de 5%.

Em relação aos testes de Wald, nos quais a hipótese nula é a de que conjuntamente os parâmetros associados aos novos fatores não são significativos é rejeitada em apenas alguns poucos e isolados casos.

Em resumo, no mercado acionário brasileiro, a inserção dos fatores Fama e French e do fator momento parecem ter forte relevância no apreçamento das ações, sendo fundamental na previsão na dimensão cross-section. Porém, quando da análise de fundos de investimento, sabendo-se que em regressões de séries temporais, o valor e a significância dos coeficientes

<sup>3</sup> Para apenas um dos fundos de investimento, há significância do parâmetro  $h$  ao nível de 10% .

associados aos fatores de risco, o teste conjunto e o valor do  $R^2$  consistem em formas de se mensurar a performance do modelo utilizado, os resultados aqui obtidos sugerem haver uma evidência de uma maior incapacidade do *Capital Asset Pricing Model* de capturar as fontes comuns de risco entre os fundos de investimento com maior patrimônio líquido e maior rentabilidade acumulada excedente, havendo uma melhora quando da incorporação principalmente do efeito tamanho, mesmo que acompanhada de problemas de significância de parâmetros. Seria esse um resultado esperado?

Certamente, esta não é uma questão trivial. Como os próprios autores Fama e French argumentam, mesmo que estes modelos de fatores fossem usados para apreçar os portfólios Fama-French em um exercício *in-sample* (dentro da amostra), ainda assim uma boa performance não poderia ser assegurada. Em Fama e French (1993), os resultados sinalizam claramente esta melhoria quando do uso dos fatores de risco que captam o efeito tamanho e o efeito do valor patrimonial / valor de mercado. Estamos diante aqui de um exercício *out-of-sample* (fora da amostra) para carteiras dinâmicas, sendo ainda menos trivial que estes modelos se mostrassem sempre superiores ao CAPM.

Uma segunda evidência consiste na análise dos resultados obtidos, listados na Tabela 10 a seguir, para o exercício empírico de previsão dentro da amostra (*in-sample*).

**Tabela 10: Performance (in-sample) de previsão dos modelos de apreçamento de fundos de investimento em ações estudados - 18 observações. <sup>a</sup>**

Medidas de performance de previsão <sup>a</sup>			
Modelos	Raiz do erro quadrado médio <sup>b</sup>	# Melhores Resultados/18	# Piores Resultados/18
CAPM	0,00002974%	7/18	6/18
Três fatores	<b>0,00003185%</b>	<b>2/18</b>	<b>8/18</b>
Quatro Fatores	<b>0,00002917%</b>	<b>9/18</b>	<b>4/18</b>

<sup>a</sup> As estatísticas de performance de previsão mostram uma comparação entre os retornos excedentes observados e previstos pelos modelos para os 18 (dezoito) fundos de investimento em ações estudados. <sup>b</sup> Root mean-square error (RMSE).

Como pode ser observado na Tabela 10, todos os modelos possuem uma excelente performance em termos absolutos, pois as estatísticas de performance assumiram valores muito baixos, quando comparadas essas estatísticas a outros modelos, e em particular, considerando-se que cada um dos 18 (dezoito) fundos de investimento estudado possui carteira de ações dinâmicas, pois certamente foram modificadas ao longo dos 10 (dez) anos da série estudada (janeiro 1997 a dezembro de 2006).

Os resultados são obtidos para o uso de 3 (três) medidas de previsão, a raiz do erro quadrado médio (RMSE), a maior quantidade de melhor previsão e a menor de pior previsão. Para todas estas medidas, a evidência robusta é a de que o modelo de quatro fatores apresentou a melhor performance, sendo o modelo de três fatores o de pior desempenho.

Duas últimas observações merecem destaque aqui. Primeiro, vale lembrar que na estimação dos três modelos aqui utilizados, foi seguida a vasta literatura de *asset pricing* para o Brasil, assumindo a taxa SELIC como *proxy* da taxa livre de risco para o mercado brasileiro. Reconhece-se a limitação deste trabalho neste sentido, uma vez que se precisa atentar que para ser considerada uma taxa livre de risco, não poderia haver, por exemplo, risco soberano de



*default* (moratória),<sup>4</sup> o que para o caso dos títulos brasileiros não é verdade, uma vez que o risco país não é nulo, apesar de se encontrar em patamares historicamente baixos e em consistente e gradual declínio, sendo a elevação dos títulos do governo para o nível de *investment grade*,<sup>5</sup> um sinal claro da percepção de investidores estrangeiros quanto aos fundamentos sólidos da economia e da conseqüente redução do risco associado a esses títulos. Assim, uma possível extensão deste trabalho consiste, portanto, em testar a robustez dos resultados aqui obtidos, fazendo-se uso da taxa livre de risco derivada para o mercado brasileiro por Simonassi e Matos (2008). Referidos autores constataram que essa taxa se situa em patamar historicamente inferior à variação da taxa SELIC.

Em segundo lugar, é possível verificar se de fato os aspectos patrimônio e performance relativa dos fundos de investimento em ações influenciam ou não no desempenho dos modelos de apreçamento endogenamente, o que tem sido evidenciado nos resultados preliminares de Linhares e Matos (2008).

## 5. CONCLUSÕES

Conforme foi explicitado no decorrer do trabalho, o que se buscou evidenciar foi qual desses modelos estudados (CAPM, três fatores e quatro fatores) teria uma melhor capacidade de apreçamento e previsão para retornos de fundos de investimento em ações, no mercado brasileiro.

Os resultados obtidos sinalizam que quando da análise de fundos de investimento, há uma maior incapacidade do *CAPM* de capturar as fontes comuns de risco entre os fundos de investimento com maior patrimônio líquido e maior rentabilidade acumulada excedente, havendo uma melhora quando da incorporação principalmente do efeito tamanho, mesmo que acompanhada de problemas de significância de parâmetros, resultado corroborado em previsões dentro da amostra. Este resultado não pode ser considerado como uma resposta definitiva, mas sugere uma promissora direção em que estes aspectos dos fundos de investimento podem ser mais bem acomodados quando do uso de uma modelagem *a la* Fama e French, mas na qual os fatores de risco captem estes aspectos endogenamente em um exercício de apreçamento *in-sample*.

---

4 "In fact you could almost say that we live again in a two-super-power world. There is the US and there is Moody's. The US can destroy a country by leveling it with bombs. Moody's can destroy a country by downgrading its bonds." Thomas Friedman

5 Classificação de papéis (pelas ratings) considerados pela comunidade internacional como investimento "prudente" ou "seguro".

## REFERÊNCIAS

- BLACK, F.; Jensen, M.; Scholes, M. *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*. In: JENSEN, M. **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York: Praeger, 1972. p. 79-121.
- BODIE, Z.; Merton, R. *Finanças*. Translation by James S. Cook. 1st. ed. rev. and expanded. Porto Alegre: Bookman Editora, 2002. 456 p.
- BONOMO, M. *Finanças Aplicadas ao Brasil*. 2nd ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2004. 480 p.
- CARHART, M. M. **On Persistence in Mutual Fund Performance**. *Journal of Finance*, New York, v. 52, n. 1, p. 57-81, March 1997.
- FAMA, E. F.; French, K. **The Cross-section of Expected Stock Returns**. *Journal of Finance*, New York, v. 47, n. 2, p. 427-465, jun.1992.
- FAMA, E.; French, K. **Common risk factors in the returns on stocks and bonds**. *Journal of Financial Economics*, New York, 33, 3-56. 1993.
- FAMA, E.; French, K. **Value versus growth: The international evidence**. *Journal of Finance*, New York, 53, 1975-1999. 1998.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Translation by Maria José Cyhlar Monteiro. 4th ed. Rio de Janeiro: Elsevier and Editora Campus, 2006. 812 p.
- JEGADEESH, N.; Titman, S. **Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency**. *Journal of Finance*, 48, 65-91. 1993.
- LINHARES, F.; Matos, P.; Zech, Gustavo. **On the Empirics of the Mutual Funds Puzzling Aspects**. Working paper, CAEN/UFC. 2009.
- MARKOWITZ, H. M. **Potfolio Selection**. *Journal of Finance*, v.7, p.77-91, 1952.
- MATOS, P.; Neto, A. **Revisitando o Modelo de Apreçamento de Ativos a la Cahart para o Mercado Acionário Brasileiro**, *Dissertação de Mestrado Profissional em Economia da UFC, 2008*.
- NEVES, M. **Três Ensaios em Modelos de Apreçamento de Ativos**. Doctoral Thesis in Business Administration - Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ, Instituto COPPEAD de Administração. Rio de Janeiro, 2003. 132 p.
- ROSS, S. **The arbitrage theory of capital asset pricing**. *Journal of Economic Theory*, v. 13, p.341-360, 1976.
- SIMONASSI, A.; MATOS, P. **On the Empirics of the Risk-Free Rate: The Brazilian Case**. Working paper, 2008.
- VARGAS, G.; LEAL, R. **Gestão de Investimento e Fundos**. São Paulo: Atlas, 2006. 480 p.