

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

**Comissão de Pesquisa**

Angela Rocha  
Paulo Fernando Fleury  
Ricardo Leal

**Gerência de Publicações**

Simone da Rocha Weitzel

**Editoração Eletrônica**

Adriana Baptista Pereira

**Revisão e Copidesque**

Martha Amália Dias de Sá

**Referenciação**

Simone R. Weitzel

Ficha Catalográfica elaborada pela Biblioteca do COPPEAD

Rodrigues, Murilo R. A.

O efeito valor, o efeito tamanho e o modelo multifatorial :  
evidências do caso brasileiro / Ricardo P. Câmara Leal; Murilo R. A.  
Rodrigues. – Rio de Janeiro : UFRJ/COPPEAD, 2000.

25 p. ; 27 cm. – (Relatórios Coppead; 338).

ISBN 85-7508-017-2  
ISSN 1518-3335

1. Finanças I. Leal, Ricardo P. Câmara. II. Título. III. Série.

CDD – 332

**Pedidos para Biblioteca**

Caixa Postal 68514 – Ilha do Fundão  
21941-970 – Rio de Janeiro – RJ  
Telefone: 21-2598-9837  
Fax: 21-2598-9835  
e-mail: biblioteca@coppead.ufrj.br  
Home-page: <http://www.coppead.ufrj.br>

# O Efeito Valor, o Efeito Tamanho e o Modelo Multifatorial: Evidências do Caso Brasileiro

*Murilo R. A. Rodrigues<sup>1</sup>*

*Ricardo P. C. Leal*

*Este trabalho visa a avaliar a existência do efeito valor e do efeito tamanho na determinação dos fatores de risco presentes nas variações dos retornos das ações transacionadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período de junho de 1991 a maio de 1999. Analisamos a adequabilidade da utilização de um modelo multifatorial e de modelos bivariados como especificações que sejam superiores, em termos de poder explanatório, à do modelo CAPM, um dos principais paradigmas do campo das finanças. As carteiras de ações foram construídas com base nas variáveis razão valor de mercado/valor patrimonial e valor de mercado. Foram examinadas estratégias de investimento baseadas em ações de valor, ações de crescimento e em ações de empresas de maior e menor valor de mercado. Os modelos propostos foram aplicados a oito carteiras formuladas a partir da combinação das quatro carteiras citadas anteriormente. Os resultados encontrados apontam para a superioridade das estratégias baseadas em ações de valor em relação às ações de crescimento e à presença de um efeito tamanho favorável às ações de empresas de maior valor de mercado. Ficou evidenciada a má especificação do modelo CAPM e também o ganho em poder explanatório que a utilização de variáveis que mimetizam o efeito valor e o efeito tamanho trazem para a explicação das variações dos retornos das ações brasileiras.*

## 1 INTRODUÇÃO

O Modelo de Precificação de Ativos de Capital (CAPM), desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965) a partir das conclusões do trabalho de Markowitz (1959) e posteriormente ampliado por Black (1972), é um dos principais paradigmas do campo das finanças. O modelo propõe, basicamente, que o único fator de risco que afeta o retorno esperado dos ativos está relacionado ao seu risco sistêmico, capturado pelo beta do ativo. Contudo, ao longo do tempo, vários pesquisadores encontraram evidências empíricas contrárias às predições do modelo, mostrando que existem outros fatores de risco que estão associados aos retornos observados nas ações.

---

<sup>1</sup> Murilo R. A. Rodrigues é Professor do IBMEC e Ricardo P. C. Leal é Diretor e Professor de Finanças do COPPEAD/UFRJ. Os autores agradecem o apoio da FAPERJ e do CNPq e à Economatica pelo uso de seu banco de dados.

Os testes realizados sobre painéis de retornos de ações buscando evidências a favor ou contra o CAPM, ou a explicação sobre o porquê do aparecimento de desvios do modelo básico, possuem uma longa tradição no campo das finanças. As premissas do CAPM implicam na existência de uma relação linear positiva entre risco sistemático e retorno, mas muito do que pode explicar como os ativos são apreçados ainda permanece obscuro. As numerosas evidências empíricas contra o CAPM básico lançam dúvidas sobre as hipóteses centrais da teoria do CAPM.

Uma vasta quantidade de trabalhos com testes empíricos do CAPM vem sendo produzida desde o desenvolvimento do modelo na década de 60. As primeiras evidências foram favoráveis, com Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973) e Blume e Friend (1973) fornecendo evidências consistentes com a eficiência em média e variância da carteira de mercado. Roll (1977) realizou uma crítica severa ao CAPM, argumentando a impossibilidade empírica de se comprovar a eficiência da carteira de mercado, dadas as dificuldades da construção de uma carteira que contenha todos os ativos transacionados na economia nas proporções necessárias para a formação da carteira de mercado. Eun (1994), analisando os resultados inconclusivos de outros pesquisadores para estimar a verdadeira carteira de mercado, reforçou a crítica de Roll.

No final dos anos 70, as evidências contrárias ao CAPM começaram a aparecer, sendo então denominadas de anomalias. As anomalias são entendidas como características específicas das ações, podendo ser utilizadas para categorizá-las e agrupá-las em carteiras, de maneira a conseguir retornos superiores ao retorno de mercado. Alternativamente, e contrariamente às previsões do CAPM, as características específicas das ações, inseridas em modelos de explicação de retornos, possuem poder explanatório - com relação à média dos retornos de painéis de retornos de ações, superiores ao beta do CAPM.

Existem vários fatores que podem explicar a existência das anomalias que geram resultados que contrariariam frontalmente as previsões do CAPM. Retornos em excesso às previsões do CAPM relacionados ao tamanho da firma foram estudados por Banz (1981), Reinganum (1981) e Fama e French (1992), entre outros. Nas duas últimas décadas, vários estudos documentam que estratégias de valor – investir em ações que possuem baixos preços com relação aos preços históricos, lucros, dividendos, valor patrimonial ou vendas – produzem maiores retornos. Basu (1977), De Bondt e Thaler (1985), Jaffe, Keim e Westerfield (1989), Chan, Hamao e Lakonishok (1991), Fama e French (1992) e Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), entre outros, mostraram que ações

com altas relações lucro/preço e altas relações valor contábil/valor de mercado apresentam retornos maiores.

Todos estes esforços são fundamentados na observação do comportamento de variáveis utilizadas por analistas de investimento e pecam pela falta e fundamentação teórica que sustente a utilização de tais variáveis. Desta forma, o modelo CAPM e sua sólida fundamentação teórica permanece como uma ferramenta atraente para a compreensão do comportamento do retorno dos ativos e dos mercados, sendo amplamente utilizado pelos profissionais de finanças.

Existem controvérsias sobre como as evidências empíricas podem ser interpretadas. Alguns autores argumentam que o CAPM deve ser substituído por modelos que contemplem diferentes fontes de risco. Outros argumentam que as evidências levantadas contra o CAPM estão mal colocadas, devido à má mensuração da carteira de mercado, ao negligenciamento da informação condicional, a *data-snooping* ou a problemas derivados da seleção da amostra. E existem também aqueles que argumentam que nenhum modelo de risco consegue explicar as anomalias do comportamento do mercado.

O ponto focal deste trabalho reside no fato de que, se por um lado não podemos decretar a “morte” do beta, por outro podemos argumentar que as evidências empíricas encontradas no estudo das anomalias indicam que existem problemas na especificação do modelo. Há autores que defendem o CAPM, sugerindo reformulações, como no caso do modelo multifatorial de Fama e French (1993).

Fama e French (1998), Arshanapalli et alli (1998), Barry et alli (1997), Mukerji et alli (1997), Herrera e Lockwood (1994) e Claessens et alli (1998), entre outros, apresentam evidências internacionais que apontam para a superioridade das estratégias de investimento baseadas em ações de valor em oposição às ações de crescimento e a superioridade das estratégias de investimento baseadas em ações das empresas de menor porte ou valor de mercado em oposição às ações das empresas de maior porte ou valor de mercado. Nós montamos carteiras e subcarteiras com estas características e aplicamos o modelo CAPM e modelos multifatoriais, como Fama e French (1993), para o caso brasileiro.

No mercado brasileiro, há diversos trabalhos que já examinaram o desempenho das ações de valor. Costa Jr. e Neves (2000) examinam a relação entre os retornos de carteiras formadas segundo o índice preço/lucro (P/L), a razão valor patrimonial da ação

sobre o valor de mercado da ação (VPA/P) e o tamanho da empresa com o beta e com estas três variáveis usando uma técnica de painel. Eles encontram uma relação negativa com o índice P/L e com o tamanho da empresa e uma relação positiva com o VPA/P e o beta em relação ao IBOVESPA. Embora seus resultados sejam consistentes com a evidência de que ações de valor têm retorno mais elevado do que ações de crescimento, o beta ainda foi o fator de maior poder explicativo na sua amostra, no período entre 1988 e 1996. Mellone Jr. (1999) encontra um resultado similar para o período entre janeiro de 1994 e agosto de 1998.

Barros et alli (1998) utilizam carteiras formadas segundo a variável VPA/P e carteiras formadas segundo o beta, para o período entre 1988 e 1994. Eles encontram um retorno mais elevado para a carteira de ações de alto VPA/P (valor), mas não encontram uma diferença entre o beta da carteira de ações de valor e da carteira de ações de crescimento. Mescolin et alli (1997) examinam os retornos em dólares, entre junho de 1989 e junho de 1996, usando uma metodologia similar à de Barros et alli (1998). Eles também encontram evidência de retorno mais elevado para as ações de valor segundo a variável VPA/P sem que os betas das ações de valor sejam diferentes dos betas das ações de crescimento. A variável VPA/P aparece relacionada de forma positiva e consistente com os retornos das ações brasileiras em todos os trabalhos examinados. Braga e Leal (2000), usando um método similar aos dois trabalhos anteriores, também constata que o retorno da carteira de valor é maior do que o da carteira de crescimento, sem que o beta apresente diferença significativa, no período entre 1991 e 1998. Eles constata que o risco total da carteira de valor é mais elevado do que o da carteira de crescimento, mas verificam que a recompensa pelo risco medida pelo índice Sharpe é mais alta para a carteira de valor do que para a carteira de crescimento e recomendam que se utilize um prêmio de risco de valor em modelos de avaliação de ativos no Brasil.

Braga e Leal (200-) examinam o efeito tamanho sobre o retorno de carteiras sem constatar um retorno superior das carteiras de empresas menores sobre carteiras formadas por empresas maiores, no período entre 1991 e 1998. Por outro lado, Costa Jr. e O'Hanlon (1991) constata que os retornos anormais de ações de empresas de pequeno porte superam os retornos anormais de ações de empresas de grande porte, no período entre 1970 e 1989. Eles estimam um beta com 12 retornos mensais para determinar os retornos esperados que subtraem dos retornos observados para calcular retornos anormais.

Silva [1999?], para o período entre março de 1992 e fevereiro de 1997, e Hazzan (1991), para o período entre junho de 1981 a maio de 1988, encontram uma relação negativa entre o índice P/L e os retornos das ações de carteiras organizadas segundo o índice P/L, mas os betas das carteiras não são diferentes. Este resultado é confirmado por Costa Jr. e Neves (2000) e por Mellone Jr. (1999). Entretanto, Mescolin et alli (1997) não confirmam esta relação no seu período de estudo. Os resultados encontrados para as classificações da carteira de valor segundo o índice P/L não foram consistentes com as carteiras classificadas segundo o VPA/P. Mescolin et alli (1997) alertam para a precariedade dos resultados devido a um período amostral muito curto e sugerem que outras medidas de recompensa ao risco, como o índice Sharpe, sejam utilizadas em lugar do beta, como foi feito por Braga e Leal (2000).

Mescolin et alli (1997) examinam o poder explicativo do rendimento de dividendos no Brasil como indicação de ações de valor e encontram desempenho superior para as ações de alto rendimento de dividendos. Entretanto, Silva e Leal (2000) não encontram um desempenho superior aos índices de mercado de estratégias de investimento baseadas no rendimento de dividendos.

Alguns artigos internacionais também incluem o Brasil. Rouwenhorst (1999) não encontra diferença significativa entre o retorno de carteiras de ações brasileiras de beta alto e beta baixo e entre carteiras de empresas menores e empresas maiores, o que é consistente com os resultados de Braga e Leal (2000). O autor também não encontra diferença significativa entre as carteiras com alto L/P e baixo L/P e entre as carteiras de empresas de desempenho passado bom e ruim. Entretanto, há uma diferença significativa entre as empresas de alto VPA/P e baixo VPA/P, conforme todos os estudos nacionais vistos anteriormente. O estudo foi feito para retornos mensais em dólares americanos para 87 empresas, iniciando em 1982 até 1997. Barry et alli (1997) examinam a América Latina de forma agregada e não encontram um efeito tamanho para a região, mas encontram um efeito valor, consistente com os resultados brasileiros anteriores. Claessens et alli (1998), em análise de um modelo de múltiplos fatores para o Brasil, encontram uma relação direta entre a variável VPA/P e o tamanho das empresas com os prêmios de risco em dólares de 25 ações brasileiras entre 1988 e 1992.

Os resultados empíricos brasileiros apontam a razão VPA/P como uma das variáveis relacionadas aos retornos das ações. O tamanho também aparece, de forma menos conclusiva, como uma variável que pode ter poder explicativo sobre os retornos. Estas duas variáveis são justamente a base do modelo de três fatores sugerido por Fama e French (1993). Na seção seguinte, apresentamos a metodologia utilizada para avaliar o

desempenho das carteiras formadas por ações de valor e de crescimento e por ações de empresas de menor e maior valor de mercado. Avaliamos se os retornos destas carteiras podem ser explicados satisfatoriamente pelo modelo proposto por Fama e French (1993), em oposição à especificação tradicional do CAPM.

## 2 DADOS, METODOLOGIA E MODELOS

Os dados utilizados neste estudo são do banco de dados Economática. Estes dados compreendem os valores referentes à cotação das ações, dados de balanço – a partir dos quais foram extraídas as razões valor de mercado/valor patrimonial da ação (VM/VPA), o valor de mercado das empresas, obtido através da multiplicação do número de ações negociadas em bolsa pelo seu valor de mercado e a taxa efetiva nominal do CDI Certificado de Depósito Interbancário - como taxa livre de risco. Todos os retornos calculados e a taxa livre de risco foram deflacionados pelo IGP-DI - Índice Geral de Preços ao Consumidor, modalidade Disponibilidade Interna. O índice da Bolsa de Valores de São Paulo, o IBOVESPA, foi utilizado para representar a carteira de mercado no modelo CAPM.

Por razões metodológicas e por questões relacionadas à facilidade de coleta e manuseio dos dados, limitou-se o escopo do estudo ao período entre junho de 1991 e maio de 1999. Foram calculados os retornos mensais das ações, considerando-se sempre as cotações de fechamento do último dia do mês, ou as cotações de fechamento do último dia do mês em que foram realizadas negociações. Todos os dados foram trabalhados na sua forma logarítmica. O Plano Real fornece uma data de corte natural. Verificamos a estabilidade dos resultados em dois subperíodos: de junho de 1991 a junho de 1994 e de julho de 1994 a maio de 1999. Para analisar a estabilidade dos parâmetros dos modelos utilizamos o teste de Chow.

Fizemos duas restrições para que uma ação pudesse fazer parte da amostra. Foram selecionadas ações com, no mínimo, 60 cotações mensais no período de 96 meses da amostra. Destas, foram excluídas as ações que permaneceram pelo menos 12 meses seguidos sem cotação. Estamos utilizando a utilização de ações de maior liquidez com este procedimento. Destacamos que ao trabalhar com as ações de maior liquidez podemos estar introduzindo algum grau de viés de sobrevivência na amostra. As conseqüências de um possível viés serão discutidas ao final do trabalho. Apesar de a metodologia utilizada por Fama e French (1992) e Capaul, Rowley e Sharpe (1993) preconizar a retirada das ações de empresas do setor financeiro, devido basicamente ao

seu maior grau de alavancagem comparativamente a empresas de outros setores, preferiu-se seguir o procedimento utilizado por Arshanapalli et alli (1998), utilizando-se, portanto, ações de empresas de todos os setores da economia. O número de ações analisadas foi de 180 para as cerca de 400 incluídas no banco de dados da Económica.

Formamos carteiras utilizando o VM/VPA e o valor de mercado. Com base na relação VM/VPA do mês de dezembro de cada ano, as ações da amostra foram listadas em ordem crescente deste valor. Foram montadas quatro carteiras, uma para cada quartil. Assim, cada carteira passou a conter aproximadamente 25% das ações listadas na posição de dezembro de cada ano. A carteira do primeiro quartil passou a ser considerada a carteira de ações de e a carteira do último quartil, a carteira de ações de crescimento. Utilizando-se procedimento análogo, foram montadas as carteiras de empresas grandes e pequenas. O procedimento foi repetido a cada ano, com base na posição de dezembro, permitindo que as ações pudessem mudar de carteira, de acordo com o VM/VPA e o valor de mercado. O uso de quartis segue procedimento utilizado em vários estudos nacionais e internacionais. Fama e French (1992,1993,1998) geralmente utilizam a mesma metodologia, ora variando de decis para quintis ou quartis. Braga e Leal (200-) utilizam quartis; Barros et alli (1998) usam tanto quartis quanto quintis, sem encontrar diferenças nos resultados.

Usamos um procedimento para geração de oito subcarteiras a serem testadas no modelo de três fatores baseado nas quatro carteiras descritas acima. Para a formação das subcarteiras, realizou-se um corte segundo a mediana da variável valor de mercado para as carteiras de valor e de crescimento e segundo a mediana da variável VM/VPA para as carteiras de empresas pequenas e grandes. Obtivemos duas subcarteiras de valor, uma com empresas grandes e outra com empresas pequenas; duas subcarteiras de crescimento, uma com empresas grandes e outra com empresas pequenas; duas subcarteiras de empresas pequenas, uma com empresas de valor e outra com empresas de crescimento; e duas subcarteiras de empresas grandes, uma com empresas grandes e outra com empresas pequenas. Segundo Brito (1989), nossas carteiras contêm um número adequado de ações para a diversificação, com um mínimo de 19 papéis e uma média de 20 a 21 papéis, dependendo do ano e da modalidade de carteira.

As carteiras foram formadas em dezembro de cada ano  $t$ , a partir da ordenação obtida utilizando as variáveis VM/VPA e tamanho. O desempenho da carteira foi analisado no período de junho do ano  $t+1$  até maio do ano  $t+2$  para eliminar o viés conhecido como *look-ahead-bias*. Este procedimento supõe que os balanços patrimoniais



das empresas estarão publicados e disponíveis para análise até o final do mês de junho de cada ano. As carteiras são rebalanceadas ao final de dezembro de cada ano.

A expressão  $R_{j,t} = \ln (P_{j,t} / P_{j,t-1})$  foi utilizada para calcular os retornos mensais das ações, onde  $R_{j,t}$  é o retorno real da ação  $j$  no mês  $t$  e  $P_{j,t}$  é o valor da última cotação de fechamento da ação  $j$  no mês  $t$ , corrigidos pelo IGP-DI e ajustado por proventos. Os retornos anuais utilizados foram calculados somando-se os retornos mensais calculados na forma logarítmica. Não imputamos valor para o retorno quando não ocorreu negociação.

Após o cálculo dos retornos, realizou-se o procedimento de ajuste à taxa livre de risco. Utilizou-se para tanto o retorno real (descontado do IGP-DI) da taxa efetiva mensal do CDI. Este procedimento criou um CDI deflacionado. Os retornos mensais das ações foram ajustados mês a mês, de acordo com as necessidades específicas de tratamento das variáveis a serem utilizadas nos modelos.

O modelo multifatorial proposto por Fama e French (1993) para análise da estrutura de risco subjacente à explicação do retorno esperado excedente à taxa livre de risco das ações é uma função de três fatores: (i) o retorno esperado da carteira de mercado excedente à taxa livre de risco; (ii) a diferença entre o retorno esperado da carteira de ações das empresas de menor valor de mercado e o retorno esperado da carteira de ações das empresas de alto valor de mercado (denominada de variável *SMB – Small minus Big*); e (iii) a diferença entre o retorno esperado da carteira de ações das empresas de maior índice valor contábil/valor de mercado e o retorno esperado da carteira de ações das empresas de menor índice valor contábil/valor de mercado (denominada de variável *HML – High minus Low*).

O *spread* HML foi calculado a partir dos retornos mensais das carteiras *Value* e *Growth*. O *spread* SMB foi calculado a partir dos retornos mensais das carteiras *Small* e *Big*. Ambas as especificações das variáveis HML e SMB significam que o investidor está assumindo uma posição comprada na carteira *Value* ou *Small*, e uma posição vendida na carteira *Growth* ou *Big*, respectivamente. É comum ao longo do texto nos referirmos a estas variáveis como *spread* HML e *spread* SMB. A especificação do modelo de multifatorial está exposta abaixo:

$$E [ R_j ] - R_f = \beta_j (E [ R_m ] - R_f) + S_j E [ SMB ] + H_j E [ HML ] + \varepsilon \quad (2)$$

onde a *proxy* para a taxa livre de risco é a taxa real efetiva do CDI e a *proxy* para o retorno de mercado é o IBOVESPA. Para estimação dos coeficientes do modelo, utilizou-se o método dos mínimos quadrados, pois as carteiras estavam sendo analisadas individualmente, e não em *cross-section*. Na seção seguinte, os resultados obtidos para as regressões são apresentados e comentados.

### 3 ANÁLISE DOS RESULTADOS DAS CARTEIRAS

Neste capítulo apresentamos os principais resultados obtidos para cada carteira e sub-carteira, conforme exposto a seguir nas tabelas 1, 2 e 3.

**Tabela 1- Principais Características das Carteiras Elaboradas**

Valores médios obtidos para a razão VM/VPA e Valor de Mercado (em R\$ mil). Os retornos reais (sem ajuste à taxa livre de risco) e desvios padrões para as carteiras são referentes ao período de junho de 1991 a maio de 1999. Os coeficientes beta foram estimados através de regressões simples, método de mínimos quadrados, com o índice IBOVESPA sendo utilizado como *proxy* do retorno de mercado e todas as variáveis ajustadas ao risco, mensurado pela taxa efetiva real do CDI. N é o número médio de ações por carteira durante o período analisado.

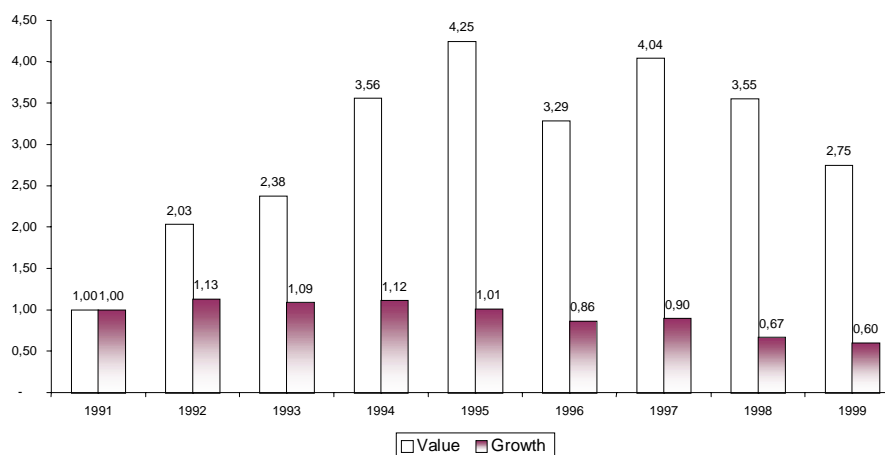
	<i>Value</i>	<i>Growth</i>	<i>Small</i>	<i>Big</i>
N	43	43	42	42
VM/VPA	0,15	1,62	0,39	0,99
Valor de Mercado (em R\$ mil)	1.509.537	2.289.291	31.151	5.066.630
Retornos Acumulados	174,9%	-40,0%	0,03%	85,0%
Desvio Padrão Mensal	0,121	0,093	0,120	0,107
Índice de Sharpe	0,088	-0,057	0,000	0,006
<b><math>\beta</math></b>	0,57	0,51	0,79	0,61

A análise destes resultados demonstra um desempenho muito superior ao longo do período de junho de 1991 a maio de 1999 da estratégia *Value* sobre a estratégia *Growth*. O investimento na carteira *Growth* chega a realizar uma perda real de 40,0% no período. Apesar de o desvio padrão dos retornos da estratégia *Value* ser superior ao da estratégia *Growth*, assim como o beta, indicando maior exposição ao risco, o retorno por unidade/risco da estratégia *Value*, mensurada pelo índice de Sharpe, é bem superior ao da estratégia *Growth*. Na estratégia de investimento em ações de baixo valor de mercado, temos que a carteira de ações de alto valor de mercado demonstrou

desempenho bem superior. A carteira de alto valor de mercado apresentou retornos de 85,0% no período, enquanto a carteira de ações de baixo valor de mercado praticamente não realizou ganhos reais, e com uma exposição ao risco superior, considerando-se os valores obtidos para os desvios padrões e os betas das carteiras.

A análise do desempenho acumulado da aplicação de R\$ 1 nas carteiras ao longo do período mostra que a carteira *Value* apresentou um crescimento constante de maio de 1992 a maio de 1995, mas foi afetada pela mudança das condições macroeconômicas em 1998 e 1999. Já a carteira *Growth* decaiu de valor monotonicamente e foi mais afetada do que a carteira *Value* pelas condições adversas entre maio de 1997 e maio de 1998 e entre maio de 1998 e maio de 1999. O resultado final aponta para uma clara superioridade, em termos de desempenho, da carteira *Value* sobre a carteira *Growth*.

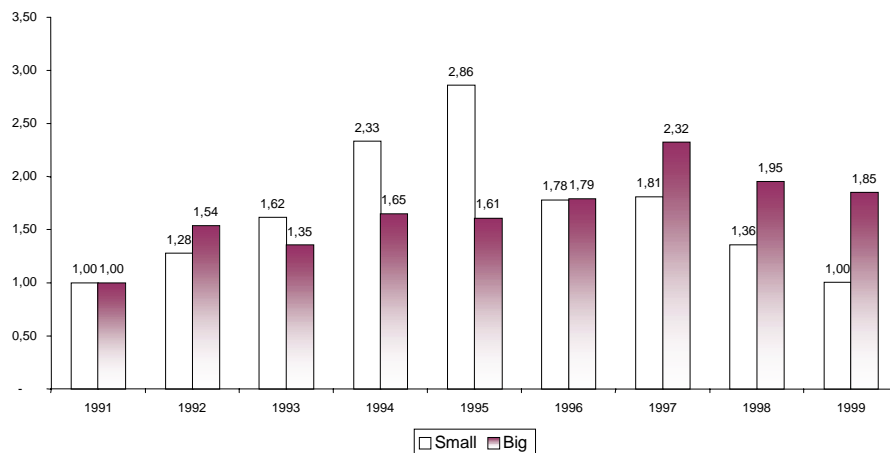
**Gráfico 1**  
**A Disputa entre Value e Growth**  
**Valor da Aplicação de R\$ 1 a partir de Maio de 1991**



No Gráfico 2, percebe-se que a carteira *Big* vem suplantando, em termos de desempenho, a carteira *Small*, desde maio de 1996. O ponto de virada é o período maio de 1995 a maio de 1996, quando a carteira *Small* perde 47% de seu valor, contra um acréscimo de 11% da carteira *Big*. Analisando-se os *spreads* entre *Value* e *Growth* e *Small* e *Big* expostos no Gráfico 3, depreende-se que ocorreu uma recuperação das perdas da carteira *Growth* com relação à carteira *Value*, no período de maio de 1997 a maio de 1999. Isto pode ser uma evidência da maior robustez das ações *Growth*, marcadamente ações de maior valor de mercado, em períodos de queda da atividade econômica, como ocorrido no período assinalado. Apesar desta recuperação, é clara a superioridade da estratégia de investimentos em ações de valor frente às ações de crescimento, um resultado coerente com aqueles encontrados por Fama e French para o mercado americano (1992), mundial e de países emergentes (1998), Arshanapalli et. al. (1998) e

Braga e Leal (200-) especificamente para o mercado brasileiro. Com relação ao efeito tamanho, não conseguimos caracterizar o mesmo como vigindo ao longo do período analisado, sendo que este resultado está em consonância com os encontrados por Braga (1999) e Barry et. al. (1997), apesar de não corroborar com resultados encontrados na literatura, seja em nível mundial seja em nível brasileiro, como Puggina (1974) e Hazzan (1991).

**Gráfico 2**  
**A Disputa entre Small e Big**  
**Valor da Aplicação de R\$ 1 a partir de Maio de 1991**



A análise dos meses posteriores a maio de 1999 pode auxiliar na caracterização ou não destas evidências de maior robustez da carteira Growth. Com relação ao spread entre *Small* e *Big*, ou seja, o efeito tamanho, temos uma surpresa: o *spread* está apresentando uma tendência de alta a favor das empresas de maior valor de mercado desde maio de 1996. Isto descaracterizaria o efeito tamanho no mercado brasileiro, pelo menos nos últimos três anos, contados de maio de 1996 a maio de 1999.

#### 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS MODELOS ESTIMADOS

Para aprofundar nossa interpretação dos desempenhos das carteiras, optamos por calcular a matriz de correlação dos retornos das carteiras *Value*, *Growth*, *Small* e *Big* com os retornos do IBOVSPA, o *spread Value Growth* e o *spread Small Big*. Para nos assegurarmos da acuracidade dos coeficientes de correlação, realizamos o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), que apontou a estacionariedade das séries de retornos estudadas. Os resultados da matriz de correlação estão expostos a seguir, na Tabela 2.

Tabela. 2- Matriz de Correlação entre os Retornos das Carteiras e os Fatores de Risco

Correlações calculadas a partir de 94 observações obtidas para o período de junho de 1991 a maio de 1999. Os valores marcados em negrito são significantes a  $p \leq 5\%$ . HML significa o *spread Value Menos Growth* e SMB, o *spread Small Menos Big*.

	Prêmio de Risco de Mercado	HML	SMB	VALUE	GROWTH	SMALL	BIG
Prêmio Risco Merc	1,00	0,14	-0,25	<b>0,66</b>	<b>0,78</b>	<b>0,59</b>	<b>0,92</b>
HML	0,14	1,00	<b>0,62</b>	<b>0,67</b>	0,10	<b>0,56</b>	0,15
SMB	-0,25	<b>0,62</b>	1,00	<b>0,44</b>	0,10	<b>0,57</b>	-0,16
VALUE	<b>0,66</b>	<b>0,67</b>	<b>0,44</b>	1,00	<b>0,80</b>	<b>0,95</b>	<b>0,77</b>
GROWTH	<b>0,78</b>	0,10	0,10	<b>0,80</b>	1,00	0,83	<b>0,91</b>
SMALL	<b>0,59</b>	<b>0,56</b>	<b>0,57</b>	<b>0,95</b>	<b>0,83</b>	1,00	<b>0,72</b>
BIG	<b>0,92</b>	0,15	-0,16	<b>0,77</b>	<b>0,91</b>	<b>0,72</b>	1,00

Os coeficientes de correlação de Pearson confirmam o impacto das empresas de maior valor de mercado no índice IBOVESPA, com um coeficiente de correlação entre os retornos ajustados à taxa livre de risco da ordem de 0,92. Os resultados demonstram a baixa correlação, cerca de -0,25, entre o *spread* SMB e o IBOVESPA e a ausência de correlação estatisticamente significativa entre este e o *spread* HML. Os retornos das carteiras *Value*, *Growth*, *Small* e *Big* mostraram-se correlacionados. Destacamos o movimento fortemente correlacionado entre *Growth* e *Big*, de cerca de 0,91. Assim, podemos caracterizar dois pares intensamente correlacionados, *Value-Small* e *Growth-Big*. Cumpre destacar que as correlações entre os retornos das carteiras *Small-Growth* e *Big-Value* também são de magnitude significativa, demonstrando que os movimentos de mercado tendem a ser seguidos por todas as carteiras na mesma direção, considerando-se que as correlações são, em sua quase totalidade, positivas. Este efeito diminui as possibilidades de diversificação entre estas carteiras.

Finalmente, observamos que existe um alto grau de correlação entre os *spreads* HMB e SMB, o que é um reflexo do movimento fortemente correlacionado entre as carteiras *Value* e *Small*. Este grau de correlação leva à existência de multicolinearidade nas especificações do modelo multifatorial para o caso brasileiro. Assim, os resultados apresentados pelo modelo multifatorial estimado pelo método de mínimos quadrados seriam inconclusivos. Devido a esta característica intrínseca da base de dados, optamos por estudar os efeitos valor e tamanho em separado. Estimamos modelos incluindo ora o risco de mercado e o efeito valor como variáveis exógenas, ora o risco de mercado e o

efeito tamanho como variáveis exógenas. Chamamos este tipo de modelo bifatorial. Em seguida, analisamos se a adoção destes regressores levaria à geração de um modelo de explicação das variações dos retornos dos ativos superior ao modelo CAPM. Os resultados encontrados para o CAPM e para os modelos bifatoriais encontram-se expostos na Tabela 3.

Para cada regressão, analisamos o coeficiente de determinação e o comportamento dos parâmetros das regressões. A estabilidade dos parâmetros foi analisada através do teste de Chow, com ponto de corte no momento de implementação do Plano Real, julho de 1994.

### **Tabela 3- Sumário dos Resultados das Regressões – Modelo Bifatorial**

$R_i$  é o retorno da carteira.  $R_m$  é o retorno de mercado, mensurado pelo IBOVESPA.  $R_f$  é a taxa real efetiva do CDI, ou o CDI deflacionado.  $HML$  é o *spread* dos retornos da carteira *Value* sobre a carteira *Growth* – o efeito Valor.  $SMB$  é o *spread* dos retornos da carteira *Small* sobre a carteira *Big* – o efeito Tamanho. Todas as variáveis foram ajustadas ao risco. O método de estimação é o de mínimos quadrados ordinários. O teste *t* encontra-se entre parênteses. Período de junho de 1991 a maio de 1999.

$$R_i - R_f = \alpha + \beta (R_m - R_f) + hHML + sSMB + \varepsilon \quad (3)$$

Tabela 3- Sumário dos Resultados das Regressões – Modelo Bifatorial (continuação)

<i>Carteira</i>	$\alpha$	$\beta$	<i>H</i>	<i>s</i>	<i>S(e)</i>	<i>F</i>	<i>R2</i>
<i>Value Small</i>	-0,012 (-1,15)	0,49 (6,95)*			0,100		0,33
	-0,024 (-2,95)*	0,42 (7,75)*	0,77 (7,85)*		0,078	70,5	0,59
	-0,004 (-0,62)	0,66 (14,51)*		0,77 (12,53)*	0,061	142,7	0,75
	-0,001 (-0,68)	0,68 (9,88)*			0,097		0,50
<i>Value Big</i>	-0,020 (-2,93)*	0,61 (12,81)*	0,86 (10,27)*		0,067	155,8	0,77
	-0,001 (-0,17)	0,79 (13,05)*		0,52 (6,28)*	0,082	88,5	0,65
	-0,028 (-4,20)*	0,40 (8,68)*			0,065		0,44
	-0,028 (-4,14)*	0,40 (8,52)*	0,02 (0,22)		0,066	37,3	0,43
<i>Growth Small</i>	-0,025 (-4,20)*	0,47 (10,89)*		0,30 (5,19)*	0,058	61,5	0,56
	-0,020 (-3,08)*	0,62 (13,37)*			0,065		0,65
	-0,017 (-2,56)*	0,64 (14,51)*	-0,25 (-3,20)*		0,062	103,2	0,68
	-0,020 (-3,03)*	0,62 (12,79)*		0,02 (0,27)	0,065	88,5	0,65
<i>Growth Big</i>	-0,023 (-2,09)**	0,48 (6,39)*			0,110		0,30
	-0,032 (-3,25)*	0,44 (6,40)*	0,60 (4,98)*		0,095	38,0	0,44
	-0,015 (-2,12)**	0,66 (13,36)*		0,82 (12,17)*	0,067	126,5	0,73
	-0,015 (-1,46)	0,46 (6,28)*			0,104		0,28
<i>Small Value</i>	-0,028 (-3,32)*	0,40 (6,88)*	0,79 (7,78)*		0,081	62,4	0,56
	-0,007 (-1,22)	0,65 (16,81)*		0,88 (16,66)*	0,052	216,5	0,82
	-0,001 (-1,78)	0,75 (26,74)*			0,040		0,88
	-0,008 (-2,01)**	0,75 (26,42)*	0,07 (1,37)		0,040	361,8	0,88
<i>Small Growth</i>	-0,007 (-1,82)	0,75 (25,30)*		-0,02 (-0,56)	0,040	355,1	0,88
	-0,019 (-2,87)*	0,59 (13,13)*			0,064		0,64
	-0,014 (-2,27)**	0,61 (14,52)*	-0,29 (3,95)*		0,059	107,4	0,69
	-0,019 (-2,91)*	0,58 (12,33)*		-0,04 (-0,60)	0,064	85,6	0,64

Obs.(\*)- estatisticamente significante ao nível de 1%, (\*\*)- estatisticamente significante ao nível de 5%.

Os resultados para o CAPM mostram  $R^2$  geralmente baixos, com exceção daqueles estimados para as carteiras *Big*. Alguns modelos apresentam alfas negativos e significativamente diferentes de zero em nível de significância de 1% ou 5%, o que é uma violação dos pressupostos básicos do CAPM, evidenciando a má especificação do modelo para as subcarteiras *Growth Small*, *Growth Big*, *Small Value* e *Big Growth*. Os betas são relativamente baixos, mas todos significativamente diferentes de zero em nível de significância de 1%. Os testes F realizados rejeitaram as hipóteses nulas de que os regressores beta e  $h$  ou beta e  $s$  sejam em conjunto iguais a zero, para os modelos estimados para todas as oito subcarteiras. Este resultado indica que a contribuição conjunta das variáveis beta e efeito valor e das variáveis beta e efeito tamanho é relevante e significativa para os modelos bifatoriais estimados para estas subcarteiras.

O teste de Chow demonstrou a estabilidade dos parâmetros dos modelos para seis das oito subcarteiras, com exceção das subcarteiras *Value Big* e *Big Value*. Para a subcarteira *Value Big*, estimamos um beta de 0,83 para o período de junho de 1991 a junho de 1994, com um  $R^2$  de 0,52 e um alfa não diferente de zero em nível de significância de 5%. Para o período de julho de 1994 a maio de 1999, encontramos um beta de 0,52, com um  $R^2$  de 0,45 e um alfa de cerca de -2,0% ao mês, significativamente diferente de zero em nível de significância de 5%. Estes resultados evidenciam a baixa estabilidade do modelo no período analisado, indicando menor sensibilidade do desempenho das subcarteiras com relação ao índice de mercado, perda de poder explanatório do modelo e pior seleção das ações, sendo que estes efeitos passam a estar presentes após o início do Plano Real.

Com relação à subcarteira *Big Value*, encontramos um beta de 0,84 para o período de junho de 1991 a junho de 1994, com um  $R^2$  de 0,90 e um alfa estatisticamente não diferente de zero em nível de significância de 5%. Para o período de julho de 1994 a maio de 1999, encontramos um beta de 0,66, com um  $R^2$  de 0,88 e um alfa de cerca de -1,0% ao mês, significativamente diferente de zero em nível de significância de 5%. Para a carteira *Big Value*, os efeitos de descolamento do índice de mercado também foram consideráveis. Porém, houve apenas uma perda marginal, em termos de poder explanatório, com a utilização do CAPM nos dois períodos. O alfa negativo e significativamente diferente de zero em nível de significância de 5% pressupõe uma piora na escolha dos papéis e na ponderação da carteira, com relação ao índice de mercado. Podemos concluir que ao longo do período amostral há uma substancial redução da magnitude do beta, ao mesmo tempo que os alfas passam a ser negativos e significativamente diferentes de zero em nível de significância de 5%.



Os resultados comentados acima mostram que a estrutura do CAPM não é suficientemente adequada para se explicar as variações dos retornos das ações. Os coeficientes de determinação são baixos e em quatro das oito subcarteiras analisadas o alfa mostrou-se significativamente diferente de zero em nível de significância de 5% ou 1%, violando pressupostos básicos do CAPM. Os melhores resultados da aplicação do CAPM apareceram junto às subcarteiras originárias da carteira *Big*. Para a subcarteira *Big Value*, em especial, o CAPM mostrou-se bastante adequado na explanação das variações dos retornos da subcarteira. Porém, para as subcarteiras originárias da carteira *Value* ou da carteira *Small*, o potencial explanatório do modelo é baixo. Sendo assim, a seguir vamos analisar os resultados obtidos para os modelos bifatoriais.

Os resultados encontrados para os modelos bifatoriais apontam para a relevância da contribuição dos efeitos Valor e Tamanho na explicação das variações dos retornos das subcarteiras, o que é explicitado através do ganho em poder explicativo para a maior parte dos modelos. Os sinais encontrados são, na maior parte dos casos, coerentes com os resultados encontrados por Fama e French (1993). Este fato parece não estar relacionado ao efeito Tamanho que beneficia as empresas de maior valor de mercado, efeito este inverso ao encontrado na literatura internacional, mas coerente com os resultados encontrados por Braga e Leal (200-). A maior parte dos coeficientes é estatisticamente significativa em nível de 1%. Porém, quando o risco de mercado consegue capturar a maior parte das variações dos retornos das ações, geralmente o efeito Valor e o efeito Tamanho tornam-se não-significantes.

Os resultados encontrados para as subcarteiras *Value Small* e *Value Big* são um exemplo de ganhos, em poder explanatório, da introdução do efeito Valor na estrutura do CAPM. O  $R^2$  da subcarteira *Small Growth* atinge cerca de 0,77, resultado bem superior ao 0,50 alcançado pelo CAPM. Os efeitos Valor e Tamanho em ambos os casos são positivos e estatisticamente diferentes de zero em nível de significância de 1%. Estes resultados são coerentes com os valores esperados segundo Fama e French (1993), com exceção do resultado positivo do efeito Tamanho obtido para a subcarteira *Value Big*, que é o inverso do encontrado por estes autores.

Porém, nem sempre conseguimos evidenciar ganhos com a utilização dos modelos bifatoriais, ou os resultados mostraram comportamentos uniformes. Por exemplo, o efeito Valor não é estatisticamente significativo para a subcarteira *Growth Small*, não ocorrendo ganho significativo em potencial explanatório com a utilização do modelo bifatorial. Já para a subcarteira *Growth Small*, o efeito Tamanho é positivo e significativamente diferente de zero em nível de significância de 1%, com ganho significativo em termos de

potencial explanatório com a utilização da especificação do modelo bifatorial. Este resultado é coerente com os obtidos por Fama e French (1993).

A existência de coeficientes alfa negativos, significativamente diferentes de zero em nível de significância de 1% ou 5%, corrobora nossa impressão de que a especificação do modelo bifatorial nem sempre atende a todos os pressupostos básicos contidos na teoria do CAPM. A própria estabilidade dos modelos testados demonstra que existem alterações no ambiente pré e pós - Plano Real que devem ser levadas em consideração. Subcarteiras como *Small Value*, *Small Growth*, *Growth Big* e *Big Value* mostraram variações consideráveis dos coeficientes dos regressores no período.

A análise do desempenho da subcarteira *Growth Small* demonstra a existência da interação entre o beta e o efeito Tamanho que aumenta o poder explanatório do modelo com relação ao CAPM. Porém, o mesmo fenômeno não ocorre para a subcarteira *Growth Big*. O efeito Tamanho não se mostrou estatisticamente significativo, e os resultados o modelo bifatorial foram praticamente idênticos aos do CAPM.

No caso do efeito Valor da subcarteira *Small Growth*, que apresentou sinal oposto ao encontrado por Fama e French (1993), a análise da evolução dos retornos acumulados do *spread HML* e dos retornos da subcarteira pode ajudar a entender o fenômeno do sinal positivo para o efeito Valor, no caso desta subcarteira específica. Nos períodos anteriores a maio de 1997, ocorre uma evolução positiva tanto do *spread HML* quanto dos retornos acumulados da subcarteira sob análise. Após maio de 1997, tanto o *spread* acumulado como os retornos da subcarteira tendem a decrescer, ocasionado um efeito estatístico que leva a um resultado positivo para o coeficiente *h*.

O efeito Tamanho, e o efeito Valor não se mostraram significativos para a subcarteira *Big Value*. Esta subcarteira é de especial interesse, dada a alta correlação entre seus retornos e os retornos do índice de mercado. Praticamente não ocorreu ganho explanatório com a adoção do modelo bifatorial em oposição ao CAPM. Podemos afirmar que, como o beta captura a maior parte do efeito das variações dos retornos da subcarteira, a interação entre o efeito tamanho e o beta não se mostrou significativa para esta subcarteira, apesar de o teste F ter rejeitado a hipótese nula dos regressores serem, em conjunto, iguais a zero, ou seja, não terem influência sobre a média dos retornos. Ressalta-se que o teste de Chow para esta subcarteira evidenciou a instabilidade dos parâmetros do modelo. Encontramos para o período anterior ao Plano Real o beta estimado em cerca de 0,83, para o período posterior ao Plano Real o beta encontrado

foi de 0,68. Este resultado demonstra, menor sensibilidade da subcarteira aos movimentos do mercado após o Plano Real.

## 5 CONCLUSÕES

Evidenciamos a presença de um prêmio de valor para as carteiras *Value* e *Growth* construídas a partir de uma amostra de 180 ações da Bolsa de Valores de São Paulo e ordenadas a partir da variável razão valor patrimonial/valor de mercado. Porém, o desvio padrão e os betas da carteira *Value* são superiores ao da carteira *Growth*, contrariando os resultados que apontam para níveis de risco inferiores e retornos superiores para as carteiras *Value* nos Estados Unidos e outros países desenvolvidos, como exposto por Fama e French (1998).

Para as carteiras *Big* e *Small*, evidenciamos a presença de um efeito Tamanho no sentido oposto ao preconizado pelas literaturas internacional e nacional, em consonância com os resultados de Braga e Leal (200-). A carteira *Big* possui desempenho superior ao da carteira *Small*, e risco inferior, mensurado tanto pelo desvio padrão como pelo beta.

As subcarteiras construídas a partir das carteiras *Value* e *Growth*, selecionadas com base na variável Tamanho (Valor de Mercado), mostram a superioridade das estratégias baseadas em ações de valor e nas ações das empresas de maior valor de mercado, apesar de seu nível de risco superior, mensurado tanto pelo beta como pelo desvio padrão. As ações de crescimento e de empresas de baixo valor de mercado mostraram-se fortemente perdedoras.

As variáveis SMB e HML apresentam coeficiente de correlação de 0,62. Assim, a presença de multicolinearidade no modelo multifatorial para o caso brasileiro levou ao abandono do mesmo, optando-se por trabalhar separadamente a interação entre o risco de mercado e o efeito Valor, e o risco de mercado e o efeito Tamanho. Demos a esta formulação a denominação de modelo bifatorial.

Os testes realizados com o modelo CAPM e com os modelos bifatoriais demonstraram que existe um ganho real em poder explanatório das variações dos retornos das carteiras de ações quando passamos a considerar outros fatores de risco que não apenas o beta das ações. Os fatores de risco associados à razão Valor de Mercado/Valor Patrimonial e ao Valor de Mercado das ações mostraram ter potencial explanatório suficiente para justificar sua inclusão em vários modelos de explicação de

risco de ações, como no caso das carteiras *Value Small*, *Value Big*, *Small Value* e *Small Growth*. Para as subcarteiras *Growth Big* e *Big Growth*, o efeito Valor mostrou-se relevante; mas o efeito Tamanho não se mostrou estatisticamente significativo. Para a carteira *Growth Small* ocorreu o inverso, com o efeito Tamanho estatisticamente significativo e o efeito Valor estatisticamente não significativo. Para a carteira *Big Value*, o efeito Valor e o efeito Tamanho não se mostraram significativamente diferentes de zero em nível de significância de 5%.

A generalização dos resultados encontrados ainda é um passo difícil de ser dado. Questões relacionadas ao espaço de tempo relativamente curto da amostra (cerca de 96 meses), o tratamento do *viés da sobrevivência* e a alta volatilidade das variáveis utilizadas levam a impactos significativos nos resultados. A estabilidade dos mesmos deve ser analisada cuidadosamente, buscando-se caracterizar adequadamente os padrões de comportamento das séries estudadas ao longo do tempo. Outro ponto que deve ser analisado mais profundamente está relacionado à liquidez das ações selecionadas para a amostra. Outra linha de pesquisa está relacionada à elaboração de carteiras baseadas na liquidez das ações, buscando-se evidenciar a eficácia da especificação do CAPM e do modelo bifatorial (efeitos Valor e Tamanho) na determinação de variações dos retornos das carteiras construídas sob o critério de liquidez.

Enquanto o modelo de três fatores mostrou-se uma estrutura que possui limitações para sua aplicação no mercado acionário brasileiro, tanto o CAPM como os modelos alternativos propostos mostraram algumas evidências relacionadas à má especificação. Problemas relacionados às propriedades estatísticas do modelo, principalmente com relação à significância estatística do intercepto da regressão e, em alguns casos, à estabilidade temporal dos parâmetros, constituem-se, ainda, em problemas que podem e devem ser analisados com maior acuracidade.

Finalmente, o beta mostrou possuir potencial explanatório com relação a carteiras específicas, justificando sua permanência como fator explicador da relação risco-retorno das ações negociadas no mercado brasileiro. Porém, dificilmente poderemos afirmar que a especificação do CAPM é uma estrutura suficiente para explicar as variações dos retornos das ações. Na verdade, o estudo mostrou que a aplicação do modelo bifatorial, incorporando isoladamente os efeitos Valor e Tamanho, leva a resultados superiores em termos da explicação das variações dos retornos das ações das subcarteiras analisadas.

Nossas recomendações com relação a trabalhos futuros tratam, basicamente, do aprofundamento da análise da relevância de outros fatores para a explanação do risco,

principalmente os que estão relacionados à liquidez das ações negociadas em bolsa, da adoção de estimadores mais robustos, no lugar dos MMOs utilizados e da expansão da amostra utilizada, buscando evidenciar se o padrão de comportamento encontrado nos últimos anos é uma tendência de médio ou curto prazo para o mercado brasileiro.

## 6 BIBLIOGRAFIA

ARSHANAPALLI, B.; COGGIN, T. D.; DOUKAS, J. Multifactor asset pricing analysis of international value investment strategies. *Journal of Portfolio Management*, New York, v. 24, n. 4, p. 10-23, Summer 1998.

BARROS, P. S.; PICANÇO, M. B.; COSTA JR., N. C. A. Retornos e riscos das value e growth stocks no mercado brasileiro. *Resenha da BM&F*, São Paulo, n. 124, p. 41-50, jun. 1998.

BARRY, C. B.; GOLDREYER, E.; LOCKWOOD, L.; RODRIGUEZ, M. *Size and book-to-market effects: evidence from emerging equity markets*. Texas: Texas Christian University, 1997. (Working paper).

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

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

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, Chicago, v. 45, n. 3, p. 444-455, July 1972.

\_\_\_\_\_; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical results. In: JENSEN, M. C. (Ed.). *Studies in the theory of capital markets*. New York: Praeger, 1972. p. 79-121.

BLUME, M.; FRIEND, I. A new look at capital asset pricing model. *Journal of Finance*, New York, v. 28, n. 1, p. 19-33, Mar. 1973.

BRAGA, C. M. *Estratégias value e growth no mercado acionário brasileiro*. 1999. 96p. Dissertação (Mestrado em Administração) – UFRJ/COPPEAD, Rio de Janeiro.

\_\_\_\_\_; COSTA JR., N. C. A.; MESCOLIN, A. *Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro*. In: ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 21., 1997, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD, 1997.

\_\_\_\_\_; LEAL, R. P. C. Ações de valor e de crescimento nos anos 90. In: BONOMO, M. A., (org.). *Finanças aplicadas ao Brasil*. Rio de Janeiro: FGV, [200-]. No prelo.

BRITO, N. R. O. O efeito da diversificação de risco no mercado acionário brasileiro. In: \_\_\_\_\_. *Gestão de Investimentos*. São Paulo: Atlas, 1989. cap. 5, p. 81-104.

BRUNI, A. L. *Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação das ações negociadas na BOVESPA (1988-1996)*. 1998. 150p. Tese (Mestrado em Administração) - UFRJ/COPPEAD, Rio de Janeiro.

CAPPAUL, C.; ROWLEY, I.; SHARPE, W. F. International value and growth stocks returns. *Financial Analysts Journal*, New York, v. 49, n. 1, p. 27-36, Jan./Feb. 1993.

CHAN, L. K.; HAMAO, Y.; LAKONISHOK, J. Fundamentals and stocks returns in Japan. *Journal of Finance*, New York, v. 46, n.5, p. 1739-1764, Dec. 1991.

\_\_\_\_\_; JEGADEESH, N.; LAKONISHOK, J. Evaluating the performance of value versus glamour stocks: the impact of selection bias. *Journal of Financial Economics*, New York, v. 38, n. 3, p. 269-296, July 1995.

CHEN, N.; ROLL, R.; ROSS, S. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, New York, v. 59, n. 3, p. 383-404, July 1986.

CLAESSENS, S.; SUSMITA D.; GLEN, J. The cross section of stock returns: evidence from the emerging markets. *Emerging Markets Quarterly*, v. 2, n. 4, p. 4-13, 1998.

COOK, T.; ROSEFF, M. Size and earning/price ratio anomalies: one effect or two? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Washington, v. 19, n. 4, p. 449-466, Dec. 1984.

COSTA JR., N. C. A. *Um estudo empírico sobre algumas anomalias encontradas no mercado de capitais brasileiro*. 1991. Tese (Doutorado) - EAESP/FGV, São Paulo.

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

\_\_\_\_\_; O'HANLON, J. O efeito tamanho versus o efeito mês do ano no mercado de capitais brasileiro: uma análise empírica. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 43, p. 61-74, 1991.

DE BONDT, W.; THALER, R. Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, New York, v. 40, n. 3, p. 793-805, July 1985.

EUN, C. S. The benchmark beta, CAPM and pricing anomalies. *Oxford Economic Papers*, v. 46, p 330-343, 1994.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, New York, n. 2, v. 47, p. 427-465, June 1992.

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

\_\_\_\_\_. Multifactor explanation of asset prices anomalies. *Journal of Finance*, New York, v. 51, n. 1, p. 55-84, Mar. 1996.

\_\_\_\_\_. Value versus Growth: the international evidence. *Journal of Finance*, New York, v. 53, n. 6, p. 1975-1998, Dec. 1998.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economics*, New York, v. 81, n. 3, p. 607-636, Mar./Abr. 1973.

HAUGEN, R. A. *The new finance: the case against efficient markets*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1995.

HAZZAN, S. *Desempenho das ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço-lucro*. 1991. 263 p. Tese (Doutorado) - EAESP/FGV, São Paulo.

HERRERA, M. J.; LOCKWOOD, L. J. The size effect in the mexican stock market. *Journal of Banking and Finance*, Chicago, v. 18, n. 4, p. 621-632, Sept. 1994.

JAFFE, J.; KEIM, D. B.; WESTERFIELD, R. Earnings yields, market-value, and stock returns. *The Journal of Finance*, v. 44, n. 1, p. 135-148, Mar. 1989.

JAGANNATHAN, R.; MCGRATTAN, E. R. The CAPM debate. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, E.U.A, p. 2-17, Fall 1995.

KOTHARI, S. P.; SHANKEN, J.; SLOAN, R.G. Another look at cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, New York, v. 50, n. 1, p. 185-224, Mar. 1995.

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

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, USA, v. 47, p.13-37, Feb. 1965.

LO, A.; MACKINLAY, A. C. Data-snooping bias in tests of financial asset pricing models. *Review of Financial Studies*, New York, v. 3, n.3, p. 431-467, 1990.

MARKOWITZ, H. *Portfolio selection: efficient diversification of investments*. New York: Wiley, 1959.

MELLONE JR., Geraldo. Evidência empírica da relação cross-section entre o retorno e earnings to price ratio e book to market ratio no mercado de ações do Brasil no período 1995 a 1998. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPAD, 23., 1999, Paraná. *Anais ...* Paraná: ANPAD, 1999.

MESCOLIN, A.; BRAGA, C. M.; COSTA JR., Newton C. A. Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro. In: ENCONTRO ANUAL DA ANPAD, 21., 1997, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD, 1997.

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

MORAES JR., J. Q. *Market performance of the São Paulo Stock Exchange*. 1981. (Ph.D. dissertation) - Michigan State University .

MUKHERJI, S.; DHATT, M. S.; KIM, Y.H. A fundamental analysis of korean stock returns. *Financial Analysts Journal*, New York, v. 53, n. 3, p. 75-80, May/June 1997.

PUGGINA, W. A. *Analysis of rate of return and risk for common and preferred stocks – the Brazilian experience*. 1974. (Ph.D. dissertation) - Michigan State University .

REINGANUM, M. Misspecification of capital asset pricing: empirical anomalies based on earning yields and market values. *Journal of Financial Economics*, New York, v. 9, n. 1, p. 19-46, Mar. 1981.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests. *Journal of Financial Economics*, New York, v. 4, n. 2, p. 129-176, Mar. 1977.

ROUWENHORST, K. G. Local return factors and turnover in emerging stock markets, *Journal of Finance*, New York, v. 54, n. 4, p. 1439-1464, Aug. 1999.

SILVA, A. L. C.; LEAL, R. P. C. Análise do desempenho da estratégia Dogs of the Dow Jones para a carteira do IBOVESPA. *Revista de Administração*, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 5-12, jul./set. 2000.

SILVA, M. A. V. R. Anomalia do efeito P/L no mercado acionário. *Mercado de Capitais*, São Paulo, n. 79, p. 18-21, [1999?].

SHARPE, W. F. Capital Assets prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, New York, v. 19, n. 3, p. 425-442, Sept. 1964.