



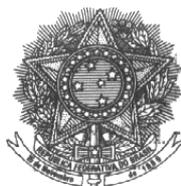
UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO

FREDERICO VALLE E FLISTER

TESTES DO MODELO CAPM CONDICIONAL NO MERCADO BRASILEIRO:
UM ESTUDO DOS EFEITOS MOMENTO, TAMANHO E BOOK-TO-MARKET
NO PERÍODO DE 1995 A 2008

BELO HORIZONTE

2009



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO**

FREDERICO VALLE E FLISTER

**TESTES DO MODELO CAPM CONDICIONAL NO MERCADO BRASILEIRO:
UM ESTUDO DOS EFEITOS MOMENTO, TAMANHO E BOOK-TO-MARKET
NO PERÍODO DE 1995 A 2008**

Dissertação apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Administração.

Área de Concentração: Finanças

Orientador: Prof. Aureliano Angel Bressan, Dr.

Coorientador: Prof. Hudson Fernandes Amaral, PhD.

Belo Horizonte

2009

A todos que me inspiram.

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan, meu orientador, pelo apoio e pelo exemplo constante de seriedade científica e profissionalismo;

Ao Prof. *Ph.D.* Hudson Fernandes Amaral, meu coorientador, pela ajuda e compreensão;

Ao Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier, por ministrar a disciplina Teoria de Finanças de forma impecável e com conteúdo essencial para este trabalho;

Ao Prof. Dr. Luiz Alberto Bertucci, pelos ensinamentos transmitidos na disciplina Mercado de Capitais, que foram de grande auxílio para esta dissertação;

A Prof.^a Dr.^a Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi, pelas contribuições por ocasião da defesa desta dissertação;

À colega Maria Celia Vilela Ribeiro, pela amizade, carinho e conselhos valiosos;

Ao colega Bruno Vidigal Coscarelli, exemplo de força e disciplina, pelos comentários e apoio;

Ao colega Renato Lima Salgado, companheiro de raciocínios lógicos e matemáticos;

Aos demais colegas, que, de alguma forma, ajudaram-me na conclusão desta importante etapa;

Ao amigo Bernardo Guadalupe dos Santos Lins Brandão, pelo auxílio;

Aos meus pais, por sempre acreditarem em mim;

À minha noiva, Walkiria, pela paciência e amor;

À minha irmã, Catarina, e à Fátima, pela ajuda e carinho;

Aos demais amigos e familiares que me apoiaram.

"Existe apenas um bem, o conhecimento, e um mal, a ignorância"
(Sócrates como citado por Diogenes Laertius)

"Toda ciência é estática no sentido de que descreve os aspectos imutáveis das coisas."
(Frank Knight)

RESUMO

Este trabalho procurou verificar se o CAPM condicional era capaz de explicar as anomalias de momento (retornos passados), tamanho e *book-to-market*, utilizando metodologia proposta por Lewellen e Nagel (2006) no mercado acionário brasileiro. Estudou-se uma amostra de ações negociadas na Bovespa no período de julho de 1995 a junho de 2008. Apurou-se que a utilização de carteiras com retornos ponderados por valor de mercado ou de carteiras com retorno por média simples influencia a verificação ou não de anomalias. Não se verificaram evidências da anomalia de momento. A anomalia tamanho foi verificada somente quando as carteiras eram ponderadas. A anomalia *book-to-market* foi observada somente quando o retorno era por média simples. O CAPM na forma incondicional apresentou problemas de heterocedasticidade, autocorrelação e normalidade. O uso da variação trifatorial de Fama e French (1993, 1996) não apresentou ganhos significativos em relação ao CAPM incondicional. O modelo condicional, testado a partir de séries temporais de 12 meses, também não apresentou ganhos significativos em relação à forma estática. Todavia, foi observado que os betas variam de acordo com o tempo, embora tal variação não tenha sido suficiente para que o modelo condicional pudesse explicar as anomalias.

Palavras-chave: CAPM condicional. Modelo de três fatores. *Book-to-market*. Tamanho. Momento.

ABSTRACT

This work tries to verify the ability of the conditional CAPM model to explain anomalous returns of momentum, size and book-to-market using Lewellen and Nagel's (2006) proposed methodology in the Brazilian stock market. The research sample comprises of Bovespa's stocks from July of 1995 to June of 2008. It was observed that there is a difference in using value weighted returns and simple average return when one is studying an anomalous return. There was no evidence of a momentum anomaly in the studied sample; the size anomaly only was observable when the portfolios were value weighted and the book-to-market only with simple average portfolio's returns. The unconditional CAPM presented problems of heteroskedasticity, serial correlation and normality. The Fama and French's (1993, 1996) tri-factorial model has not been able to present significant better results than the unconditional CAPM. The conditional CAPM tested from twelve month regression series has not presented significant gain from the unconditional form either. However, it has been noted that betas do vary over time, just not varying enough to aid the conditional model to explain return anomalies.

Key words: Conditional CAPM. Tri-factor model. Book-to-market, Size. Momentum.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das carteiras pelo critério momento.....	68
Tabela 2 - Índice de Sharpe das carteiras pelo critério momento.....	69
Tabela 3 - Estatísticas descritivas das carteiras pelo critério <i>book-to-market</i>	70
Tabela 4 - Índice de Sharpe das carteiras pelo critério <i>book-to-market</i>	71
Tabela 5 - Estatísticas descritivas das carteiras pelo critério tamanho	72
Tabela 6 - Índice de Sharpe das carteiras pelo critério tamanho	73
Tabela 7 - CAPM com retorno de mercado estimado na amostra.....	74
Tabela 8 - Testes CAPM com retorno de mercado estimado na amostra	75
Tabela 9 - CAPM com retorno de mercado Ibovespa	77
Tabela 10 - Testes CAPM com retorno de mercado Ibovespa.....	80
Tabela 11- Três fatores de Fama e French estimado com o Ibovespa	83
Tabela 12 - Testes três fatores de Fama e French estimado com Ibovespa ..	85
Tabela 13 - Testes do alfa condicional.....	90
Tabela 14 - Betas condicionais	92
Tabela 15 - Estimação do alfa incondicional a partir do modelo condicional	94

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 Fronteira eficiente	40
Gráfico 2 Linha de mercado de capitais	40
Gráfico 3 Linha de mercado de capitais e o beta.....	42

LISTA DE SIGLAS

Bovespa - Bolsa de Valores de São Paulo

CAPM - Capital Asset Pricing Model

CDI - Certificados de Depósitos Interbancários

CETIP - Central de Custódia e Liquidação de Títulos Privados

DI - Depósitos Interfinanceiros

HML - *High minus Low*

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

Ibovespa - Índice da Bolsa de Valores de São Paulo

IPCA - Índice de Preços ao Consumidor Amplo

IPOs - *Initial Public Offerings*

ML - Máxima Verossimilhança

MMG - Método dos Momentos Generalizado

MQO - Mínimos Quadrados Ordinários

NYSE - *New York Stock Exchange*

Selic - Taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

SMB - *Small Minus Big*

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO E PROBLEMA DE PESQUISA	13
2	OBJETIVOS	18
2.1	Objetivo principal	18
2.2	Objetivos secundários	18
3	REVISÃO DA LITERATURA	19
3.1	Testes de anomalias de momento	20
3.2	Testes de anomalias relacionadas às características das ações	23
3.3	Estudos de modelos multifatoriais	30
3.4	Testes do CAPM condicional	32
4	REFERENCIAL TEÓRICO	38
4.1	Capital Asset Pricing Model	38
4.2	CAPM condicional	43
4.3	O alfa de Jensen	47
4.4	O modelo de três fatores de Fama e French	48
4.5	O índice de Sharpe	50
5	METODOLOGIA	51
5.1	Amostra	51
5.2	Sequência de análise	54
5.3	Cálculo das carteiras	55
5.3.1	Carteiras pelo critério de momento	56
5.3.2	Carteiras pelo critério <i>book-to-market</i>	57
5.3.3	Carteiras pelo critério tamanho	58
5.4	Estimação do CAPM incondicional	59
5.5	Teste do modelo de três fatores de Fama e French	61
5.6	Teste do CAPM condicional	64
6	APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	67
6.1	Análise das carteiras	67
6.1.1	Análise das carteira pelo critério momento	67
6.1.2	Análise das carteiras pelo critério <i>book-to-market</i>	69
6.1.3	Análise das carteiras pelo critério tamanho	71
6.2	Teste do CAPM incondicional	73

6.3	Teste do modelo três fatores de Fama e French	81
6.4	Teste do modelo CAPM condicional	88
7	CONSIDERAÇÕES FINAIS	96
	REFERÊNCIAS.....	101
	ANEXO A	107
	ANEXO B	120

1 INTRODUÇÃO E PROBLEMA DE PESQUISA

O modelo de Precificação de Ativos de Capital, ou *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desde a sua introdução, por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), tem recebido bastante atenção do mundo acadêmico e do mundo financeiro pela sua importância para a avaliação de ativos de risco e para sua expectativa de retorno.

Não obstante, o modelo passou também a receber várias críticas, sendo uma das mais contundentes a de Roll (1977), que argumenta que o CAPM não podia ser empiricamente testado, por ser praticamente impossível estimar a carteira de mercado.

Fama (1970) afirma que o CAPM só pode ser considerado eficiente em estimar retornos de ações se o mercado é eficiente em disseminar as informações disponíveis aos seus agentes. O autor classifica três formas em que a eficiência do mercado pode ser testada, a forte, a semi-forte e a fraca. A forte considera que todas as informações (públicas e não-públicas) estão refletidas nos preços dos ativos de risco. A semi-forte considera que apenas as informações públicas estão refletidas, e a fraca considera que somente as informações passadas estão refletidas nos preços.

Outros trabalhos, tanto nos Estados Unidos¹ como no Brasil², também apontam que a precificação auferida por este modelo não consegue explicar o retorno de todas as carteiras. O pressuposto de que as informações passadas estavam contidas nos retornos das ações foi questionado quando carteiras

¹Alguns exemplos nos Estados Unidos são: Basu (1983), Banz (1981), Fama e French (1992, 1993), Jegadeesh (1990) e Jegadeesh e Titman (1993).

²Alguns exemplos no Brasil: Costa Jr. e O'hallon (2000), Ramos, Picanço e Costa Jr. (2000), Ribenboim (2002), Bonomo e Dall'agnol (2003), Minardi (2004) e Mussa *et al.* (2007).

construídas para caracterizar as anomalias momento (retornos passados), tamanho e *book-to-market*³ apresentaram retorno superior à expectativa gerada pelo CAPM.

A esse respeito, Jagannathan e Wang (1996) contra-argumentam que os trabalhos que atestaram anomalias no CAPM somente o consideraram na sua forma estática. Ou seja, desconsideraram o fato de que as variâncias e covariâncias dos ativos se alteram com o passar do tempo. Para isso, os autores utilizaram o CAPM na sua forma condicional, permitindo que alterações nas variâncias e covariâncias dos ativos fossem consideradas, para tentar explicar as anomalias. Os autores obtiveram explicação estatística mais significativa que no CAPM não-condicional dos dados para o mercado norte-americano quando utilizaram o *spread* de taxa de juros como *proxy* de informação, ou seja, um fator capaz de se aproximar da mudança condicional de variância e covariância dos ativos.

Outros trabalhos seguiram a mesma linha, como Lettau e Ludvigson (2001), nos EUA, e Tambosi Filho (2003) no Chile, no Brasil e na Argentina, em que encontraram resultados similares na Argentina e não tão significantes para Brasil e Chile.

Segundo Jagannathan e Wang (1996), é esperado que a avaliação do risco pelos investidores varie de acordo com a natureza da informação disponível em qualquer ponto no tempo. Um fato que pode apontar a favor a argumentação desses autores no Brasil pode ser observado em uma análise superficial do coeficiente de variação anual da série histórica do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). Entre julho de 1994 e dezembro de

³ A relação *book-to-market* é expressa pela razão entre o valor contábil das ações pelo seu valor de mercado.

2008, o Ibovespa apresentou valores entre 0,09 e 0,23 para seu coeficiente de variação, ou seja, um ano pode ter coeficiente de variação cerca de duas vezes e meia maior que o outro. Isso mostra que a variação no mercado brasileiro de ações apresenta variações distintas para cada ano deste período.

Cochrane (2005) aponta que o uso de variáveis *proxy* de informação para a estimação do CAPM condicional não seria capaz de captar toda variação nos coeficientes deste modelo, por não responder por toda informação disponível aos investidores. Lewellen e Nagel (2006) desenvolveram uma nova metodologia para o teste da explicação de anomalias do CAPM estático pelo CAPM condicional, com base em séries temporais que não necessitam do uso de uma *proxy* para informação condicional. Concluíram que o CAPM na sua forma condicional é tão incapaz como na sua forma estática para explicar anomalias baseadas na anomalias tamanho, *book-to-market* e momento. Segundo estes autores, a alteração na variância dos betas e sua covariância com a carteira de mercado deveriam ser muito maiores do que os valores verificados para que o CAPM condicional conseguisse explicar essas anomalias.

No Brasil, o CAPM condicional foi testado por Bonomo e Garcia (2002), que utilizaram efeitos ARCH para descrever o comportamento condicional das variáveis. Seus resultados mostram que nenhuma das carteiras formadas a partir de tamanho pôde ter seus retornos explicados pelo modelo CAPM estático, enquanto que o modelo condicional foi capaz de explicar as carteiras formadas pelas ações de menor tamanho, mas não as de maior tamanho. Já o estudo de Tambosi Filho (2003) utilizou a metodologia de Jagannathan e

Wang (1996) para testar o CAPM condicional no Brasil, tendo obtido resultados estatisticamente pouco significativos para a sua *proxy* de informação escolhida.

Mesmo com as anomalias verificadas na literatura, o CAPM continua sendo bastante utilizado no Brasil. Em questionários aplicados a 81 avaliadores de custo de capital próprio no Brasil Garrán e Martelanc (2007) identificaram que 69,14% utilizaram o CAPM como ferramenta de cálculo. Já Benneti, Decourt e Terra (2007)s em questionário enviado a empresas públicas e privadas do Brasil, revelam que 37% dessas empresas que calculam o custo de capital próprio utilizam o CAPM na sua abordagem tradicional.

Mantovanini (2003) testou no Brasil o CAPM, o modelo de Fama e French (1993) e o modelo comportamental de características para explicar os retornos baseados em várias estratégias. Ela rejeitou os três modelos e recomendou o estudo de modelos condicionais.

Ribenboim (2002, p. 37) aponta que “o futuro dos testes na economia brasileira deverá concentrar-se em testes do modelo condicional [...]”.

Lewellen e Nagel (2006) argumentam que, teoricamente, o modelo condicional deveria ser capaz de se sustentar perfeitamente nas situações em que o modelo incondicional falha. Todavia encontraram evidências de que este modelo não pode explicar retornos de carteiras criadas a partir das anomalias de tamanho, *book-to-market* e momento no mercado norte-americano a partir de testes de séries temporais sem o uso de uma *proxy* de informação. Nestes testes, as regressões do modelo CAPM são feitas para períodos de um ano, um semestre ou um trimestre, e a série de coeficientes estimados por estas regressões é a estimativa dos coeficientes condicionais.

Antunes, Lamounier e Bressan (2006) testaram carteiras criadas a partir da anomalia de tamanho usando o modelo CAPM condicional. Encontraram significância estatística de que não se pode afirmar a existência dessa utilizando este modelo. Ao contrário de trabalhos que usaram a metodologia estática no Brasil, afirmaram haver uma anomalia relacionada ao tamanho das ações chegando a resultados distintos aos de Bonomo e Garcia (2002).

Devido à recomendação da literatura para que se estude o CAPM na forma condicional no mercado brasileiro e aos resultados conflitantes do CAPM condicional no Brasil (vide Bonomo e Garcia (2002) e Antunes, Lamounier e Bressan (2006)), aliada à falta de um estudo que utilize a metodologia de Lewellen e Nagel (2006) no mercado brasileiro, este trabalho propõe o seguinte problema de pesquisa:

Os retornos de carteiras baseadas nos efeitos tamanho, book-to-market e momento podem ter seus retornos estimados pelo modelo CAPM condicional no mercado acionário brasileiro?

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo principal

Comprovar, com base na metodologia proposta por Lewellen e Nagel (2006), se carteiras constituídas através de características de tamanho, *book-to-market* e momento podem ter a sua relação risco e retorno explicada pelo CAPM em sua forma condicional no mercado acionário brasileiro.

2.2 Objetivos secundários

Especificamente, pretende-se:

- Calcular a significância estatística do valor do alfa de Jensen para as carteiras: tamanho, *book-to-market* e momento;
- Comparar os resultados obtidos pelo CAPM incondicional com o modelo de três fatores e com o modelo CAPM condicional;
- Comprovar se os betas condicionais e os alfas condicionais variam de acordo com o tempo;
- Comprovar se a relação entre o alfa do CAPM incondicional com o do CAPM incondicional é verificada conforme a teoria;
- Comprovar se algum dos três modelos estimados é satisfatório para a explicação das carteiras criadas pelas anomalias tamanho, *book-to-market* e momento.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura, os testes do CAPM aparecem em duas formas básicas. A primeira considera a hipótese de eficiência de mercado. Nesse caso, os retornos não explicados pelo CAPM seriam anomalias de mercado, e não do modelo. A segunda refere-se ao modelo não conseguir explicar todo o risco percebido pelos agentes. Assim, os retornos explicados pelo CAPM seriam mais bem explicados por modelos multifatoriais, e o problema não seria de anomalia de mercado.

Testar a afirmação de que o preço de mercado é a melhor aproximação do valor real de um ativo por refletir toda a informação disponível não é empiricamente possível, uma vez que qualquer informação pode ser relevante para o valor real do ativo (FAMA, 1970). Deve-se, então, identificar a informação que se acredita estar representada nos preços de mercado e testá-la. Uma das notações propostas para generalizar essa é a de Fama (1970):

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}/I_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}/I_t)]p_{jt} \quad [3.1]$$

Em que,

E = operador de esperança condicional;

$\tilde{p}_{j,t+1}$ = preço do ativo j no tempo $t+1$;

p_{jt} = preço do ativo j no tempo t ;

I_t = conjunto de informação que acredita-se esteja completamente assimilada no preço de mercado do ativo;

$\tilde{r}_{j,t+1}$ = retorno esperado do ativo j no tempo $t+1$ considerando o conjunto de informação I_t .

A relação definida na equação [3.1] mostra que o conjunto de informação I_t está assimilado no preço de mercado, conforme a esperança condicionada de retorno definida por $E(\tilde{r}_{j,t+1} | I_t)$. No entanto, deve-se determinar o modelo que definirá a forma da relação entre I_t e o retorno do ativo, sendo que qualquer modelo que seja utilizado parte, na maioria das vezes, da condição de que o mercado é eficiente.

Cochrane (2005) lembra que existe uma nova geração de pesquisas empíricas em finanças que consideram que falhas na hipótese de eficiência de mercado, em verdade, podem significar que o modelo CAPM pode estar mal especificado. E, ainda, que os agentes podem estar agindo de forma racional. Estes estudos são dominados pelo uso de modelos multifatoriais, na tentativa de explicar os retornos de anomalias não captadas pelo CAPM incondicional. Por isso, uma vertente da literatura sobre o assunto de anomalias deve incluir não só as falhas de explicação de retornos de ativos e carteiras do modelo CAPM incondicional, mas também o teste de modelos multifatoriais, que buscam adequar o CAPM para explicar a influência dessas anomalias.

3.1 Testes de anomalias de momento

Jegadeesh (1990), estudando os retornos passados do NYSE (*New York Stock Exchange*) entre 1929 e 1982, utilizou uma regressão em função dos preços dos ativos nos últimos doze meses. Essas regressões apresentaram

coeficientes dos retornos passados com estatísticas t significantes a 10%. Utilizando as previsões dadas pelas regressões de retornos passados, Jegadeesh (1990) criou dez carteiras compostas por dez ativos cada, alocando-os de forma decrescente em relação ao retorno previsto. Seus resultados indicaram que a carteira com maior retorno previsto obteve ganho econômico acima do previsto pelo CAPM sobre a carteira de mercado e, também, que os retornos previstos de cada carteira mantiveram a ordem da classificação inicial, indicando que os preços passados não estavam refletidos nos preços de mercado. Os resultados mostraram, ainda, um efeito calendário, com padrões de ganhos significativamente diferentes quando considerado o mês de janeiro em relação aos outros meses.

Jegadeesh e Titman (1993) utilizando ações norte-americanas no período de 1965 a 1989, prosseguiram os estudos de Jegadeesh (1990) sobre a anomalia momento, o que significou verificar se as informações passadas sobre os preços dos ativos estavam refletidas nos seus preços presentes, utilizando retornos passados para prever retornos futuros. Eles estabeleceram um *ranking* de retornos passados em ordem crescente, sendo que as primeiras dez ações listadas foram definidas como a carteira de ações perdedoras e as dez últimas ações listadas foram definidas como a carteira de ações ganhadoras. Foram desenvolvidas estratégias de compra de ganhadoras e venda de perdedores, sendo que as ações são classificadas com base nos retornos dos últimos seis meses e as posições são mantidas nos seis meses seguintes. Os resultados obtidos apresentaram um excesso de retorno de 12,01% ao ano, em média, não explicado pela relação destas carteiras com o risco sistemático.

De modo semelhante ao trabalho de Jegadeesh (1990), Minardi (2004) procurou testar a correlação dos retornos passados com os futuros no período de setembro de 1994 a dezembro de 2000 no mercado de ações brasileiro. Utilizando informações de retorno de 649 ativos, a autora calculou, a partir de séries defasadas de doze meses, regressões *cross section* para estimar o retorno do mês seguinte. Foram estimadas 58 regressões para cada um dos meses entre o período de outubro de 1995 e julho de 2000, eliminando as ações que não continham dados contínuos dos últimos doze meses. A análise envolveu a montagem de dez carteiras formadas por meio do agrupamento de ativos pela ordem decrescente de retorno estimado para cada uma das 649 ações nas regressões. Os resultados obtidos mostraram que a carteira com maior retorno previsto obteve melhor desempenho que as carteiras com menor retorno previsto, além de ter apresentado resultado econômico superior ao de mercado. Seus resultados evidenciaram, tal como em Jegadeesh (1990), uma correlação positiva entre os retornos passados com os retornos futuros. No entanto, a autora concluiu que o ganho não compensaria os custos de corretagem em aplicar tal estratégia.

Mussa *et al.* (2007) utilizaram a mesma metodologia de Jegadeesh e Titman (1993), de comprar ganhadores e vender perdedores para o mercado de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) no período de 1995 a 2006. Das dezesseis estratégias analisadas o maior retorno anormal mensal, de 1,4%, foi da estratégia que classifica as ações conforme os retornos dos últimos três meses e as mantém por seis meses (3 x 6). Outras duas estratégias que tiveram retorno positivo foram a de 6 x 9 e a de 9 x 9. Apesar de o retorno mensal encontrado ter sido maior que o verificado por Jegadeesh

e Titman (1993) nos Estados Unidos, os autores concluíram que a evidência no Brasil é mais fraca, pois somente 3 de 16 estratégias testadas apresentaram retorno positivo estatisticamente significativo.

3.2 Testes de anomalias relacionadas às características das ações

Banz (1981) estudou o efeito tamanho no mercado de ações da NYSE no período de 1926 a 1975, tendo encontrado evidência de que firmas com menor valor de mercado apresentam retornos estatisticamente superiores a firmas com maior valor de mercado. O autor também conclui que os betas não foram suficientes para explicar esse retorno superior e que, devido à persistência do resultado durante os quarenta anos que antecederam o ano de 1975, o efeito tamanho pode ser um indicativo de má especificação do CAPM.

Para o período de 1962 a 1978, Basu (1983) encontrou evidências de que empresas com a relação lucro/preço mais baixa apresentam retornos maiores que aquelas com a relação lucro/preço mais alta no mercado norte-americano.

Fama e French (1992) encontraram na literatura trabalhos que questionavam a eficácia do CAPM no mercado norte-americano em razão da verificação de retornos anormais de carteiras construídas a partir dos critérios tamanho, *book-to-market*⁴, alavancagem financeira ou proporção dos lucros por preços. Os autores testaram se esses critérios em conjunto teriam relevância estatística para explicar o retorno dos ativos em um estudo com dados em seção cruzada. Fama e French (1992) demonstraram que, apesar de

⁴ Relação do preço de mercado de uma ação pelo seu valor patrimonial

separadamente todas as variáveis ajudarem a explicar o retorno dos ativos, somente a relação dos critérios *book-to-market* e tamanho permaneceram estatisticamente relevantes na explicação dos retornos dos ativos no período de 1962 a 1989, quando todos esses critérios foram levados em consideração. Outro ponto relevante no trabalho é que os autores não encontram uma relação significativa entre o beta calculado pelo modelo CAPM e o retorno dos ativos.

A esse respeito, cabe uma pequena introdução à metodologia da montagem de carteiras para os critérios que apresentaram relevância no estudo de Fama e French (1992). Ações com maior razão *book-to-market* são denominadas *value stocks* e aquelas com menor razão são denominadas *growth stocks*. Mediante a análise de carteiras compostas somente por *growth stocks* e outras somente com *value stocks*, os autores concluíram que as primeiras tinham menor retorno e maior risco do que as últimas no longo prazo. Também mostraram que as informações disponíveis no passado, como o valor patrimonial, não estavam plenamente incorporadas nos preços correntes dos ativos. Os autores construíram ainda carteiras baseadas no critério tamanho, o que significa que foram separadas firmas com maior valor de mercado (preço da ação vezes o número de ações) daquelas com menor valor de mercado. Neste caso, encontraram evidências de que os retornos das firmas com menor valor de mercado são maiores do que os retornos das firmas de maior valor.

Fama e French (1992) chamam a atenção para o fato de que seus resultados não necessariamente refutam a premissa de que os agentes são racionais, afirmando:

If assets are priced rationally, our results suggest that stock risks are multidimensional. One dimension of risk is proxied by size, ME. Another dimension of risk is proxied by BE/ME, the ratio of the book value of common equity to its market value. (p. 428)

Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997) estudaram o mercado brasileiro no período de junho de 1989 a junho de 1996 e encontram um retorno superior da carteira de ações do tipo *value* em relação às do tipo *growth*, sendo que o risco calculado pelo coeficiente beta do CAPM é pouco diferente entre as carteiras.

O estudo de Bruni (1998) não encontra relação significativa entre o beta e os retornos de ações na Bovespa no período de 1988 a 1996. O autor encontrou forte relação entre a informação *book-to-market* das empresas e os retornos das suas ações. Os indicadores *ativos totais/valor de mercado* como *proxy* de endividamento e *preço/vendas* também mostraram relação significativa com o retorno dos ativos. Para a variável tamanho foi encontrada uma relação positiva, com os retornos dos ativos apenas no período de 1995 a 1996, indicando que ações de empresas maiores apresentam retornos maiores do que empresas menores, contradizendo a evidência encontrada no mercado norte-americano.

Ramos, Picanço e Costa Jr. (2000) utilizando abordagem similar à de Fama e French (1992) na relação *book-to-market*, realizaram um estudo para o período de 1988 a 1994 na Bovespa, no qual descobriram que as *growth stocks* renderam menos que as *value stocks*, mas tiveram um nível de risco um pouco menor. Os autores utilizaram apenas uma carteira para *growth stocks* e outra *value stocks* que continham 20% das ações negociadas na Bovespa cada uma para o período analisado. Apesar de admitirem uma oportunidade de ganho no longo prazo, os autores sugerem cautela na interpretação dos resultados, pois obtiveram baixa significância estatística quando se testa a hipótese de a carteira com maior retorno ter risco inferior ao da carteira de menor retorno.

Costa Jr. e O'Hallon (2000) encontraram uma falha no CAPM para explicar carteiras que levam em conta o efeito tamanho no mercado brasileiro no período de 1970 a 1989. E, também, Bonomo e Dall'agnol (2003) descobriram evidências de que ações com menor tamanho apresentam maior retorno que ações de maior tamanho, não explicado pelo CAPM, entre 1986 e 2000, na Bovespa.

Oliveira e Carrete (2005) realizaram um estudo da anomalia *book-to-market* na Bovespa, avaliando a previsibilidade de ações do tipo *growth* sobre o prêmio de risco do CAPM. Com uma amostra que abrange o período de janeiro de 1995 a agosto de 2004, encontraram uma relação negativa e estatisticamente relevante do retorno dos trinta e seis meses passados da carteira tipo *growth* e o prêmio de mercado medido pela diferença de retorno entre o Ibovespa e a taxa do CDI, apontando para a evidência de haver comportamento irracional, isto é, de que os investidores tendam a avaliar como menos arriscadas ações com retorno passado positivo. Complementarmente, os autores verificaram que de 1998 a 2003 a carteira com menor índice *book-to-market* teve um retorno acumulado maior do que a carteira com maior índice *book-to-market*.

Neves e Leal (2003) realizaram um trabalho que buscaram reconhecer a relação entre o crescimento do PIB e as estratégias que sugerem anomalia "inconsistente com CAPM" na Bovespa. Os autores escolheram estratégias de tamanho e de *book-to-market* conforme a metodologia de Fama e French (1992) e uma estratégia de momento conforme metodologia de Jegadeesh e Titman (1993). Ao testarem as estratégias, utilizaram retornos de ações negociadas na Bovespa de julho de 1986 a junho de 2001 e, para cada

estratégia testada, controlaram os efeitos das outras duas. Os resultados indicaram que ações de empresas de alto valor de mercado apresentaram retorno estatisticamente superior às de menor valor de mercado e que as ações com menor relação *book-to-market* também apresentaram retorno superior às aquelas com maior relação. No caso de ações vencedoras contra ações perdedoras, a diferença dos retornos não foi estatisticamente relevante. Uma análise complementar pelo índice de Sharpe mostrou que os retornos estatisticamente superiores não ocorreram em decorrência de um maior prêmio de risco. No entanto, somente a estratégia baseada em *book-to-market* apresentou retorno superior ao do Ibovespa.

Rostagno, Soares e Soares (2006) aprofundaram o estudo da relação *book-to-market* para o mercado brasileiro, usando uma amostra de dezembro de 1994 até abril de 2003. Para definir as carteiras de *growth stocks* e *value stocks*, utilizaram além da relação do preço de mercado de uma ação pelo seu valor patrimonial, carteiras formadas por índices de lucro/preço; dividendos/preço, vendas/preço, ebitda/preço e tamanho. Utilizando o CAPM, encontraram, tanto para estratégia de *book-to-market* como para estratégias formadas pelos outros índices estudados, resultados estatisticamente significantes, que atestam que os retornos não poderiam ser explicados pelo CAPM, com exceção da estratégia que utilizava o índice dividendos/preço. Os autores também utilizaram sete medidas de risco para avaliar se os retornos anormais acarretam riscos maiores ou não para as carteiras com maior retorno. Com base na análise dos fatores de risco, a estratégia baseada em lucro/preço apresentou melhor retorno e melhores indicadores de risco, com exceção da liquidez, em relação às carteiras de menor retorno.

A relação entre *book-to-market* e variáveis contábeis associadas a empresas brasileiras negociadas na Bovespa foi estudada por Cupertino *et al.* (2006). Segundo os autores, a razão *book-to-market* está relacionada com estratégias de investimento relacionadas com alavancagem financeira e relação do ativo imobilizado com bens intangíveis. Além disso, verificaram que para uma amostra de empresas brasileiras entre 1995 a 2003 o valor contábil supera o valor de mercado na maioria das empresas. Com base nos resultados obtidos, foi observada apenas uma correlação fraca entre *book-to-market* e alavancagem financeira, expressada pela razão passivo exigível/ativo. Outras correlações foram rejeitadas para os anos de 1998, 2001 e 2004 com variáveis que indicavam liquidez, tamanho (a valor contábil), imobilizado e intangíveis. Foi também rejeitada a correlação entre o *book-to-market* e o beta calculado na amostra estudada.

Souza (2006) buscou encontrar estratégias de alocação entre a taxa do CDI e a carteira Ibovespa no período de janeiro de 1994 a agosto de 2005. Apoiando-se na literatura sobre anomalias do CAPM, o autor testou as variáveis independentes: *book-to-market*, preço-lucro, dividendo-preço e média de retorno no(s) último(s) 1, 12, 36 e 60 mês(es) em relação à variável dependente: retorno futuro em horizontes de 1, 12, 36 e 60 mês(es). Em regressões univariadas para cada variável independente, somente a razão *book-to-market*, e a média de retorno passado de 60 meses anteriores foram estatisticamente relevantes quando utilizado um retorno futuro de 60 meses, sendo que a regressão que utilizou a razão *book-to-market* apresentou R-quadrado de 75,1%. O modelo multivariado foi estimado com as variáveis *book-to-market*, preço-lucro e dividendo-preço, sendo que a média de retorno

dos últimos 60 meses foi excluída por apresentar dependência linear com as outras variáveis. Os resultados mostram que todas as variáveis são relevantes em um horizonte de 60 meses. A partir deste modelo multivariado, Souza (2006) foi capaz de utilizar estratégias que em um horizonte de 60 meses apresentaram ganho de retorno por unidade de risco acima da média de mercado.

Mussa *et al.* (2008) avaliaram o retorno das estratégias *book-to-market*, tamanho e momento em relação a períodos de expansão (ou retração) monetária e de expansão (retração) do índice Ibovespa. Para o período estudado, de junho de 1995 a junho de 2007, somente o retorno da estratégia *book-to-market* teve resultado estatisticamente diferente de zero. Quando a amostra é controlada para o período de baixa do mercado acionário, somente a estratégia tamanho é estatisticamente diferente de zero e positiva. No período de alta as estratégias, *book-to-market* e tamanho foram estatisticamente diferentes de zero, sendo que o retorno da estratégia tamanho passa a ser negativo. Quando as amostras são controladas pela política monetária feita pelo governo no momento, se é restritiva ou expansiva somente a estratégia de *book-to-market* é estatisticamente significativa no período de restrição monetária. No período de expansão monetária, nenhuma estratégia é estatisticamente significativa. Os autores concluíram que a estratégia tamanho está relacionada com às condições de mercado, corroborando resultados de pesquisas em outros países. Já a estratégia *book-to-market*, cujos retornos são maiores quando a condição do mercado é de alta, está em consonância com a conclusão de Fama e French (1992) de que este índice pode estar associado a um prêmio de risco adicional.

Lucena *et al.* (2008) analisaram o índice de preço/lucro de ações (P/L) na Bovespa de julho de 1994 a junho de 2007, tendo chegado à hipótese de que ações com P/L mais baixos teriam ganhos maiores do que ações com alto P/L. Os resultados indicam um retorno maior das ações com baixo P/L. Os autores também testaram se haveria alguma mudança no beta das carteiras formadas pelo critério de P/L entre o governo Fernando Henrique Cardoso e o governo Luis Inácio Lula da Silva, chegando a resultados estaticamente significantes de que isso realmente aconteceu.

3.3 Estudos de modelos multifatoriais

Fama e French (1993, 1996) propõem um modelo de três fatores baseado em seu trabalho publicado em 1992, que complementa o CAPM, no qual defendem a hipótese de eficiência de mercado. Segundo os autores, os efeitos das anomalias tamanho e *book-to-market* são uma *proxy* de riscos partilhados pelo mercado que não são captados pelo retorno excedente da carteira de mercado. O modelo de três fatores consegue explicar a maioria das anomalias de mercado na literatura até então sobre o mercado norte-americano, excetuando o efeito momento conforme a metodologia de Jegadeesh e Titman (1993).

Carhart (1997), buscando explicar o retorno de fundos mútuos, analisou o período de 1962 a 1993 no mercado americano e adiciona ao modelo de três fatores de Fama e French (1993,1996) um quarto fator, referente à estratégia momento. O modelo de quatro fatores de Carhart (1997) é o que melhor explica o retorno desses fundos. No entanto, como lembra Cochrane (2005), a

estratégia momento não é incluída como um fator de risco no trabalho de Carhart (1997), e sim como um fator de avaliação de desempenho. Dessa forma, a estratégia momento revela se determinado fundo foi melhor por seguir corretamente esta estratégia do que na escolha de ativos.

Mantovanini (2003) testou o CAPM, o modelo de três fatores de Fama e French (1993,1996) e um modelo comportamental baseado em características. A autora não encontrou evidências de que o modelo comportamental tenha superado os outros dois modelos no período analisado, entre janeiro de 1992 e dezembro de 2001. O modelo de três fatores apresentou capacidade de explicação superior em relação aos retornos que o CAPM, mas não foi capaz de explicar todas as anomalias de mercado testadas. Em particular, empresas com alto índice preço/vendas tiveram retornos inferiores ao previsto pelo modelo de três fatores.

O modelo de três fatores de Fama e French (1993,1996) também foi testado no mercado acionário brasileiro por Málaga e Securato (2004), para o período de 1995 a 2003. Os resultados do modelo estudado mostraram uma melhor explicação dos retornos da Bovespa do que o CAPM, sendo que todos os três fatores foram significantes na explicação dos retornos. O fator com característica de tamanho apresentou uma diferença na relação com o retorno do estudo de Fama e French (1993), sendo que, no Brasil, empresas maiores tendem a ter retornos superiores aos de empresas menores.

Cardoso e Cabral (2008), utilizando ações que compõem o IBX da Bovespa no período de janeiro de 2000 a junho de 2007 verificaram que o modelo de três fatores de Fama e French (1993,1996) explica melhor os retornos dos ativos do que o CAPM. Os autores desconsideraram os ativos de

instituições financeiras, os que sofrem influências externas e os dos setores aeroespacial, telecomunicações e agronegócios, sobrando um universo reduzido de ações, sendo que de um total de 101 ações do IBX foram utilizadas 55.

Costa e Eid Jr. (2006) testaram o retorno de fundos de ações no Brasil utilizando o modelo de três fatores de Fama e French (1993,1996) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). No período estudado de 2001 a 2005, o modelo de Carhart mostrou-se superior ao de Fama e French quanto à explicação dos retornos, mostrando evidência da importância do critério momento na explicação do retorno de ações no Brasil.

Mussa, Santos e Famá (2007) estudaram o CAPM, o modelo de três fatores de Fama e French (1993,1996) e o modelo de Carhart (1997) no mercado brasileiro no período de junho de 1995 a junho de 2007. Construíram carteiras baseadas em tamanho, momento e *book-to-market* e avaliaram o comportamento de cada um dos três modelos. Não encontram evidências capazes de validar nenhum dos três modelos para a amostra estudada, pois os interceptos foram estatisticamente relevantes. Também verificaram a presença de heterocedasticidade nos três modelos.

3.4 Testes do CAPM condicional

Jagannathan e Wang (1996) testaram o modelo CAPM condicional para carteiras formadas a partir de estratégias de tamanho e *book-to-market* similares à abordagem de Fama e French (1992). Estes autores utilizaram como *proxy* para o conjunto de informações disponíveis aos investidores o

spread na taxa de juros entre títulos com baixa e alta classificação de risco. Das cem carteiras analisadas, o CAPM condicional explicou 30% das variações na amostra em seção cruzada. Quando ponderados pelo retorno de capital humano⁵, a explicação do modelo condicional passou a 50% das variações. Considerando que o modelo incondicional não explica 1% da variação e que os efeitos tamanho e *book-to-market* não ajudam a explicar o que faltou ser identificado pelo modelo, os autores acreditam ter encontrado suporte relevante ao CAPM condicional. No entanto, eles reconhecem que o modelo testado está mais próximo de um modelo multifatorial que de uma especificação do modelo condicional e que, em função disso podem não ter captado completamente a dinâmica do mercado implícita no modelo condicional.

Lettau e Ludvigson (2001) testaram o CAPM e o CAPM de consumo⁶ em suas formas condicionais no mercado norte-americano no período de 1985 a 2000. O teste utilizou regressões para dados em seção cruzada e procurou evidenciar se os modelos condicionais explicam carteiras com anomalias de tamanho e *book-to-market*. Foi utilizada como uma variável explicativa do fator condicional a razão entre consumo e riqueza na economia. O teste evidenciou que o CAPM condicional e o CAPM de consumo condicional explicam tão bem os efeitos de tamanho e *book-to-market* quanto o modelo de três fatores de Fama e French (1993, 1996).

A esse respeito, cabe destacar que os testes dos modelos condicionais utilizando variáveis exógenas como *proxy* para o efeito condicionante são questionados por Cochrane (2005):

⁵ O retorno de capital humano foi estimado pelo crescimento da renda *per capita* do país.

⁶ O CAPM de consumo é uma utilização do CAPM na sua forma comum, com uma variável explicativa do crescimento do consumo como forma de *proxy* da função de utilidade dos agentes. Para uma revisão, veja Cochrane (2005).

[...] require us to assume that investors use the same model of conditioning information that we do. We obviously do not even observe all the conditioning information used by economic agents, and we cannot include even a fraction of observed conditioning information in our models. (p. 131)

Lewellen e Nagel (2006) argumentam que a covariância entre os betas condicionais e o prêmio de mercado deve ser muito maior do que a sua melhor estimativa, que seria o produto do desvio padrão destas duas variáveis na hipótese de que a correlação entre os dois fosse perfeita para que o modelo condicional conseguisse explicar as anomalias de tamanho, *book-to-market* e momento. Utilizando uma metodologia que abrange o uso de séries temporais a cada 3, 6, 9 e 12 meses, evitando assim o uso de uma *proxy* para informações disponíveis, os autores conseguiram uma estimativa para uma série de betas condicionais que permitiu calcular a sua covariância com o retorno de mercado. Calculando ainda o alfa de Jensen para carteiras com efeitos de tamanho, *book-to-market* e momento, os autores concluíram que o CAPM na forma condicional, assim como na forma incondicional, pouco contribui para a explicação dessas anomalias. Os autores ainda estendem a sua conclusão para o CAPM de consumo, uma vez que a variação do crescimento do consumo é muito pequena para ajudar na explicação dessas anomalias. Ao considerar séries temporais de curta duração, Lewellen e Nagel (2006) consideram o uso de variáveis *proxy* para o efeito condicional no CAPM desnecessário, tendo em vista que a maioria dos trabalhos que usam este tipo

de variável escolhe séries de dados com pouca ou nenhuma variação no curto prazo. Por exemplo, o *spread* de taxas de classificação de alto e baixo risco.

Utilizando a metodologia de Jagannathan e Wang (1996), Tambosi Filho (2003) procurou analisar o CAPM condicional para os mercados acionários do Brasil, Chile e Argentina. Para tal, utilizou uma quantidade menor de carteiras do que aquela utilizada no trabalho para o mercado norte-americano, sendo sete carteiras para o Brasil e cinco carteiras para Chile e Argentina, no período de 1994 a 2002. Utilizando como *proxy* de informação disponível o *spread* entre a taxa básica de juros de cada país e a taxa praticada pelo setor privado⁷, encontrou relevância para essa variável para os três países, porém o poder explicativo do modelo para os retornos em seção cruzada pouco se alterou, sendo estes mais bem explicados pelo efeito tamanho. Os resultados mais similares àqueles encontrados para o mercado norte-americano em Jagannathan e Wang (1996) foram os do mercado acionário Argentino.

Ribenboim (2002) testou o CAPM nas formas incondicional e condicional no mercado brasileiro empregando técnicas de máxima verossimilhança (ML) e método de momento generalizado (MMG) no período de junho de 1989 a março de 1998. Testou carteiras formadas a partir do setor em que pertenciam os ativos, formando no total 14 carteiras. Encontrou uma aceitação para o CAPM incondicional no teste de ML e com certo viés para MMG. Para o CAPM condicional aceitou somente para as ações com maior liquidez no mercado.

Bonomo e Garcia (2002) testaram o modelo CAPM condicional utilizando uma técnica para identificar processos autorregressivos do tipo ARCH.

⁷ Para o Brasil, Tambosi Filho (2003) escolheu mais especificamente o *spread* entre a taxa de operações de depósitos interfinanceiros (DI), divulgadas pela Central de Custódia e Liquidação de Títulos Privados (CETIP) e a taxa referencial do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais.

Utilizaram 25 ativos que fizeram parte do Ibovespa entre 1976 e 1992 e separaram em três carteiras de acordo com critério tamanho. A carteira com ativos de maior tamanho teve seu retorno superior ao previsto pelo CAPM incondicional e a carteira com ativos de menor tamanho teve seu retorno superior ao previsto tanto pelo CAPM estático como pelo CAPM condicional. Esses resultados mostraram que a anomalia tamanho na amostra estudada deu-se ao contrário, com retornos dos ativos de maior valor de mercado superiores aos de menor valor de mercado. Apesar de o CAPM condicional também não explicar a anomalia tamanho, a sua aderência melhor para os dados do que para o CAPM incondicional.

Antunes, Lamounier e Bressan (2006) testaram a anomalia tamanho na Bovespa no período de 1998 a 2004. Primeiramente, realizaram um estudo para verificar se os preços dos ativos durante esse período apresentavam passeio aleatório. Encontraram que 90% dos ativos apresentaram resultados consistentes com essa característica. Para o teste do efeito tamanho os autores utilizaram três *proxies*: valor de mercado, valor patrimonial e lucro. Os ativos ordenados foram então divididos em carteiras, as quais foram divididas em cinco quintis do total de ativos estudados. As equações do CAPM das carteiras apresentaram heterocedasticidade, que foi tratada pelos autores com o uso de um modelo GARCH-M. O uso do modelo GARCH-M na estimação da equação do CAPM implica, em verdade, numa forma de se estimar o modelo CAPM condicional. Utilizando essa metodologia foram encontrados resultados estatisticamente insignificantes para o retorno anormal da estratégia tamanho.

Alves (2007) comparou o CAPM incondicional e o CAPM condicional para explicar os retornos das ações preferenciais da Petrobrás no período de

janeiro de 2002 a dezembro de 2003. Estimando o CAPM incondicional pelo método de mínimos quadrados ordinários e o modelo condicional pelo GARCH-M, encontrou maior poder de explicação do modelo condicional do que no modelo incondicional.

4 REFERENCIAL TEÓRICO

4.1 Capital Asset Pricing Model

O modelo de precificação de ativos de capital ou *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), foi desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) (GRINBLATT e TITMAN, 2005). Trata-se de um modelo de equilíbrio de mercado de ativos sob condição de risco, proposto para ajudar na necessidade teórica microeconômica de analisar um mercado de ativos sob condições de risco, como o mercado de capitais (SHARPE, 1964).

O CAPM parte de uma simplificação da realidade em que a economia é estática. Nesta economia, em um primeiro momento, os ativos são comercializados no mercado de capitais, o que significa que as decisões de investimento são tomadas pelos investidores em uma perspectiva *ex-ante*. As firmas, então, utilizam o capital arrecadado para produzir e realizam suas vendas. Os lucros são apurados e distribuídos entre os investidores que compraram os ativos de risco, e estes consomem sua renda. E, assim, a economia “acaba”. A esse respeito, cabe lembrar dos demais pressupostos que servem para simplificar a realidade econômica no modelo: ausência de custos de transação; ausência de regulação do Estado e de impostos sobre a renda; todo o risco pode ser comercializado; os mercados financeiros são competitivos; e os ativos são divisíveis em qualquer fração (EECKHOUDT e GOLLIER, 1995).

Em sua formulação original, o modelo pressupõe que os retornos dos ativos sigam uma distribuição normal, que define que o seu comportamento

pode ser descrito pela média e pela variância, significando que o seu risco pode ser medido pela sua variabilidade no tempo e o seu retorno esperado, pela média aritmética da série temporal de retornos observados. Os investidores têm uma função de utilidade quadrática, e dessa forma o investidor precisa se preocupar apenas com a média e a variância para avaliar a utilidade esperada dos ativos de risco. Isso significa também que eles são avessos ao risco, só aceitando correr mais riscos em função de retornos esperados maiores.

Como demonstra Markowitz (1952), investidores preocupados somente com a média e a variância de seus investimentos podem diversificar suas carteiras de forma que no conjunto das possibilidades de composição gerado pela existência de covariância dos ativos exista apenas uma carteira que seja eficiente para cada nível de risco (variância). A carteira é eficiente quando, no conjunto de todas as carteiras factíveis para uma mesma variância observada, é aquela com o maior retorno esperado. O conjunto das carteiras eficientes forma uma curva elíptica (Gráfico 1). No entanto, somente a parte superior desta curva (a parte não pontilhada) é denominada “fronteira eficiente”.

Com o acréscimo de um ativo livre de risco no conjunto de carteiras de ativos arriscados (Gráfico 2), é possível encontrar uma reta tangente à fronteira eficiente de mercado. A carteira equivalente ao ponto de tangência da reta com a fronteira é chamada “carteira de mercado”, porque nela estão ponderados todos os ativos de risco do mercado, além do ativo livre de risco. A ideia é que a escolha do investidor vai acontecer nesta reta tangente chamada “linha de mercado de capitais (LMC)”, em que ele equilibrará a proporção da sua riqueza que irá investir na carteira de mercado e no ativo livre de risco,

dependendo do grau da sua aversão ao risco. A carteira de mercado é considerada a única em que todo o risco diversificável dos ativos de risco esteja eliminado, sobrando somente o risco não diversificável, que é o risco implícito ao mercado (EECKHOUDT e GOLLIER, 1995).

Gráfico 1

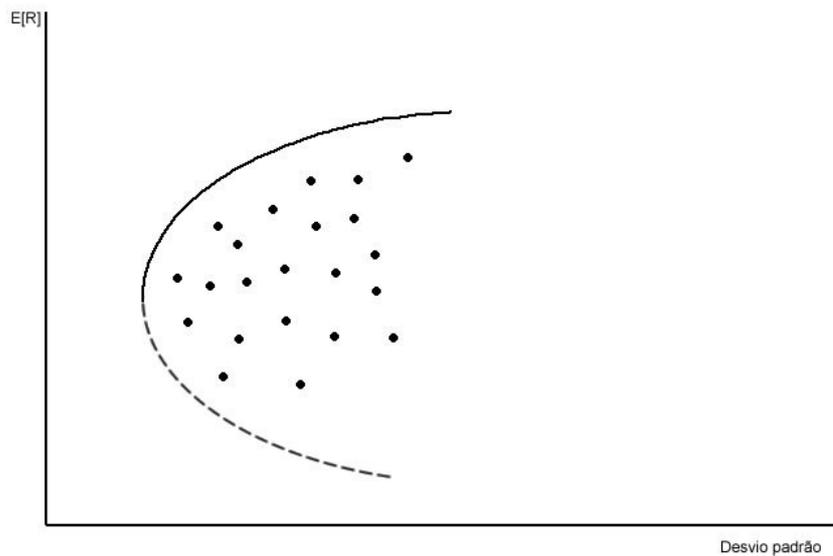


Gráfico 1 – Fronteira eficiente

Fonte: elaborado pelo autor. Baseado em Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

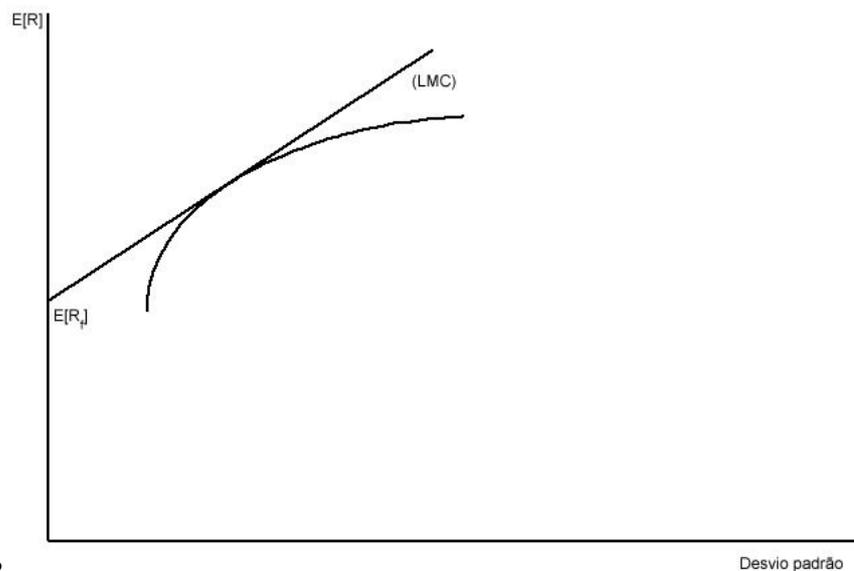


Gráfico 2

Gráfico 2 – Linha de mercado de capitais

Fonte: elaborado pelo autor. Baseado em Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

Considerando o equilíbrio a partir da diversificação dos ativos, a relação entre a esperança de retorno de um ativo “i” qualquer e a carteira de mercado é dada pelo retorno do ativo livre de risco e por um prêmio de risco com sua relação com o mercado ,conforme a equação geral do CAPM:

$$E[r_i] = r_f + \beta_i(E[r_m] - r_f) \quad [4.1.1]$$

Em que:

r_i : o retorno do ativo i,

r_f : o retorno do ativo livre de risco,

r_m : o retorno de mercado,

β_i : o coeficiente que mede a relação linear entre o retorno do ativo e o prêmio de risco do mercado.

O coeficiente β_i é estimado por:

$$\beta_i = \text{cov}(r_i, r_m) / \text{var}(r_m) \quad (4.1.2)$$

O Gráfico 3 explicita a relação do valor de beta por meio da LMC, sendo o valor do beta do ativo livre de risco igual a zero, pois este tem variância nula não, apresentando ainda covariância com a carteira de mercado. A carteira de mercado, ou carteira tangente, apresenta beta igual a 1. E conforme se caminha na LMC o valor de beta varia entre 0 e 1 entre a carteira de mercado e o ativo livre de risco, sendo superior a 1 quando se está à direita da carteira tangente.

Gráfico 3

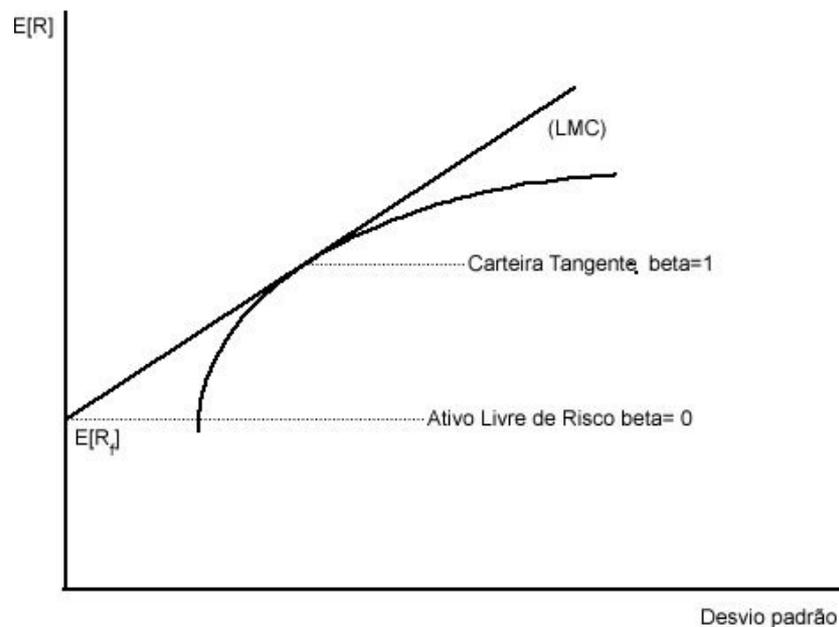


Gráfico 3 – Linha de mercado de capitais e o beta

Fonte: elaborado pelo autor. Baseado em Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

O beta de um ativo ou de uma carteira se apresenta como uma medida de risco mais apurada do que a variância, pois aquele fará a relação deste ativo com o prêmio de risco da carteira mercado que representa o risco não diversificável inerente à economia em que o ativo está inserido. Como aponta Grinblatt e Titman (2005), o beta se tornou a forma mais popular de se calcular a variância marginal. Ou seja, ele calcula o risco adicional de se aumentar em uma quantidade infinitesimal o valor aplicado em determinada carteira ou ativo.

4.2 CAPM condicional

Considera-se no modelo CAPM condicional que a economia é dinâmica e tem vários ciclos de negócio, o que é uma hipótese mais condizente com a realidade, pois os investidores estão sempre revendo as suas expectativas conforme os retornos dos ativos variam no tempo (JAGANNATHAN e WANG, 1996).

Pressupondo então a presença de vários ciclos de negócios, considera-se que os betas dos ativos irão variar de acordo com a informação disponível em cada momento determinado no tempo. Como aponta Ribenboim (2002, p. 26): “O CAPM condicional é uma forma conveniente para incorporar variâncias e covariâncias que se modificam ao longo do tempo”. A fórmula do modelo condicional é representada da seguinte maneira:

$$E[r_{it} | I_{t-1}] = r_f + \beta_{i,t-1} (E[r_{mt} | I_{t-1}] - r_f) \quad [4.2.1]$$

Em que,

$$\beta_{i,t-1} = \text{cov}(r_{it}, r_{mt} | I_{t-1}) / \text{var}(r_{mt} | I_{t-1}) \quad [4.2.2]$$

Assim, o que diferencia a forma condicional da forma estática é o conjunto de informações I_{t-1} , que representa as informações disponíveis para os investidores no período imediatamente anterior (t-1). Assim, simplificando a equação [4.2.1], considerando o retorno excedente da carteira de mercado e do ativo “i” como sendo iguais ao seu valor nominal menos o valor do ativo livre de risco, a equação do CAPM condicional, será:

$$E[R_{it} | I_{t-1}] = \beta_{i,t-1} R_{mt} | I_{t-1} \quad [4.2.3]$$

Em que,

R_{it} igual ao prêmio de risco do ativo i ;

R_{mt} igual ao prêmio de risco da carteira de mercado.

A expectativa incondicionada do retorno excedente do ativo, como destacam Jagannatan e Wang (1996), poderá ser representada por⁸:

$$E[R_{it}] = \bar{\beta}_i \gamma_{t-1} + Cov(R_{mt-1}, \beta_{it-1}) \quad [4.2.4]$$

Para

$$\bar{\beta}_i = E[\beta_{it-1}] \quad \gamma_{t-1} = E[R_{mt-1}]$$

Neste caso, o coeficiente γ_{t-1} representa a esperança do prêmio de risco de mercado, tal como no modelo incondicional, sendo que, se a covariância do prêmio de risco de mercado e da série de betas condicionais for zero o modelo condicional tenderá para o modelo incondicional, apresentando uma função linear entre prêmio de risco do ativo e prêmio de risco do mercado. No entanto, conforme afirmam Jagannatan e Wang (1996), em períodos de instabilidade econômica, quando o prêmio de mercado tende a ser maior, as firmas mais alavancadas apresentam maior chance de ter dificuldades financeiras e,

⁸ Para demonstração desta equação ver Jaganathan e Wang (1996).

portanto, maiores betas. Dessa forma, os betas tendem a ser correlacionados com o prêmio de risco de mercado.

Lewellen e Nagel (2006) desenvolveram a análise de Jagannathan e Wang (1996) e encontraram a relação do beta não condicional (β_i) com o beta condicional esperado ($\bar{\beta}_i$). Para isso, consideraram que $\beta_{i,t-1} = \bar{\beta}_i + \xi_{it-1}$, em que ξ_{it-1} é o componente da variação no tempo, de média zero. Os autores fizeram com que a equação [4.2.4] fosse simplificada como uma estimação do CAPM condicional em $R_{it} = \beta_{i,t-1}R_{mt} + \varepsilon_t$. Com isso, a covariância incondicionada de R_{it} com R_{mt} será:

$$\begin{aligned}
 Cov(R_{it}, R_{mt}) &= Cov[(\bar{\beta}_i + \xi_{it-1})R_{mt}, R_{mt}] \\
 &= E\{[(\bar{\beta}_i + \xi_{it-1})R_{mt} - E[(\bar{\beta}_i + \xi_{it-1})R_{mt}]] [R_{mt} - E(R_{mt})]\} \\
 &= E[(\bar{\beta}_i + \xi_{it-1})R_{mt} \cdot R_{mt}] - E[(\bar{\beta}_i + \xi_{it-1})R_{mt}] \cdot E[R_{mt}] \\
 &= E[\bar{\beta}_i R_{mt}^2 + \xi_{it-1} R_{mt}^2] - E[\bar{\beta}_i R_{mt} + \xi_{it-1} R_{mt}] \cdot E[R_{mt}] \\
 &= \bar{\beta}_i E[R_{mt}^2] + E[\xi_{it-1} R_{mt}^2] - \bar{\beta}_i E[R_{mt}]^2 - E[\xi_{it-1} R_{mt}] \cdot E[R_{mt}] \\
 &= \bar{\beta}_i \sigma_m^2 + E[\xi_{it-1} R_{mt}^2] - E[\xi_{it-1} R_{mt}] \cdot E[R_{mt}] \tag{4.2.5}
 \end{aligned}$$

Considerando que $E[R_{mt-1}] = \gamma_{t-1}$, $E[\xi_{it-1}] = 0$, $E[R_{mt-1}^2] = \gamma_{t-1}^2 - \sigma_{mt-1}^2$ e $E[R_{mt}] = \gamma_t$. Dessa forma, como lembram Lewellen e Nagel (2006), o segundo termo da equação [4.2.5] será igual a $Cov(\xi_{it-1}, \gamma_{t-1}^2 - \sigma_{mt-1}^2)$ e o último termo, igual a $\gamma_t Cov(\xi_{it-1}, \gamma_{t-1})$. A equação [4.2.5], então, pode ser reescrita como:

$$Cov(R_{it}, R_{mt}) = \bar{\beta}_i \sigma_m^2 + Cov(\xi_{it-1}, \sigma_{mt-1}^2) + Cov(\xi_{it-1}, \gamma_{t-1}^2) - \gamma_{t-1} Cov(\xi_{it-1}, \gamma_{t-1}) \quad [4.2.6]$$

Fazendo-se uma transformação na equação [4.2.6] com $\gamma_{t-1} = \gamma_t + (\gamma_{t-1} - \gamma_t)$, será possível apresentar a fórmula simplificada:

$$Cov(R_{it}, R_{mt}) = \bar{\beta}_i \sigma_{mt}^2 + Cov(\xi_{it-1}, \sigma_{mt-1}^2) + \gamma_t Cov(\xi_{it-1}, \gamma_{t-1}) + Cov[\xi_{it-1}, (\gamma_{t-1} - \gamma_t)^2] \quad [4.2.7]$$

Recordando que $\beta_{i,t-1} = \bar{\beta}_i + \xi_{it-1}$, pode-se substituir ξ_{it-1} por $\beta_{i,t-1}$ na equação [4.2.7]. Dessa forma o beta nãocondicionado pode ser estimado pela divisão da expressão pela variância não condicional do mercado, que é igual a σ_{mt}^2 . Dessa forma, ter-se-á a relação do beta não condicionado com o beta condicionado, considerando que variância e covariâncias se alteram com o passar do tempo:

$$\beta_{it} = \bar{\beta}_i + \frac{\gamma_t}{\sigma_{mt}^2} Cov(\beta_{it-1}, \gamma_{t-1}) + \frac{1}{\sigma_{mt}^2} Cov[\beta_{it-1}, (\gamma_{t-1} - \gamma_t)^2] + \frac{1}{\sigma_{mt}^2} Cov(\beta_{it-1}, \sigma_{mt-1}^2) \quad [4.2.8]$$

A expressão [4.2.8] indica que o beta não condicional irá se diferenciar da esperança do beta condicionado se este apresentar covariância com o prêmio de risco do mercado, com o termo $(\gamma_{t-1} - \gamma_t)^2$, ou ainda se apresentar covariância com a volatilidade condicional do mercado (LEWELLEN e NAGEL, 2006).

4.3 O alfa de Jensen

O estudo de Jensen (1969), desenvolvido com o intuito de avaliar o retorno de fundos mútuos, apresentou a medida alfa, que informa se a carteira teve retorno superior ao esperado. Assim, para um ganho superior ao de mercado, dimensionando os riscos, o retorno da carteira precisa ser maior do que o retorno econômico esperado pelo CAPM não condicional, o que define a medida de desempenho *alfa de Jensen*:

$$\alpha_i = r_i - E[r_i] \quad [4.3.1]$$

Em que,

α_i = alfa de Jensen da carteira i

r_i = retorno da carteira i

Substituindo o retorno esperado da equação [4.1.1] na equação [4.3.1] tem-se a equação do alfa de Jensen em sua forma explícita:

$$\alpha_{it} = E[R_{it}] - \beta_{it} \gamma_t \quad [4.3.2]$$

Em que,

α_{it} = alfa de Jensen da carteira i para o momento não condicional

R_{it} = o retorno excedente da carteira i

β_{it} = o beta não condicional estimado

γ_t = a esperança de retorno excedente do mercado no momento não condicional

Lewellen e Nagel (2006) partem da equação [4.3.2] para estimar a diferença do alfa incondicional do alfa condicional, lembrando que se o CAPM é válido, na realidade, a existência do alfa para alguma carteira é uma anomalia. Logo, substituindo em [4.3.2] a esperança de retorno por [4.2.4] tem-se:

$$\alpha_{it} = (\bar{\beta}_i - \beta_{it})\gamma_t + Cov(R_{mt-1}, \beta_{it-1}) \quad [4.3.3]$$

Substituindo β_{it} pelo valor encontrado na equação [4.2.8] na equação [4.3.3], obtém-se a expressão do alfa não condicionado, se o CAPM condicional for válido:

$$\alpha_{it} = \left[1 - \frac{\gamma_t^2}{\sigma_{mt}^2} \right] Cov(\beta_{it-1}, \gamma_{t-1}) - \frac{\gamma_t}{\sigma_{mt}^2} Cov[\beta_{it-1}, (\gamma_{t-1} - \gamma_t)^2] - \frac{\gamma_t}{\sigma_{mt}^2} Cov(\beta_{it-1}, \sigma_{mt-1}^2) \quad [4.3.4]$$

A equação [4.3.4] indica que se o CAPM condicional for válido, esperam-se variações no CAPM incondicional se o beta apresentar covariância significativa com um dos elementos à direita da equação [4.3.4]: o prêmio de risco do mercado, o termo $(\gamma_{t-1} - \gamma_t)^2$ ou a volatilidade condicional do mercado.

4.4 O modelo de três fatores de Fama e French

Fama e French (1993,1996) propuseram um modelo fatorial baseado nas anomalias de *book-to-market* e tamanho que haviam verificado em trabalho

anterior, de 1992. Concluíram que as anomalias verificadas, em verdade, poderiam ser uma *proxy* para novas dimensões de risco avaliadas pelos agentes do mercado financeiro e que não eram captadas pelo CAPM. Dessa forma, os autores aplicaram o modelo CAPM com mais duas variáveis dependentes, conforme a equação [4.4.1].

$$E[r_i] = r_f + \beta_{im}(E[r_m] - r_f) + \beta_{i,hml}HML + \beta_{i,smb}SMB \quad [4.4.1]$$

Em que,

r_i : o retorno do ativo i ,

r_f : o retorno do ativo livre de risco,

r_m : o retorno de mercado,

HML : é o retorno de estar comprado em ações com alto índice de valor contábil sobre valor de mercado e vendido em ações com baixo índice de valor contábil sobre valor de mercado,

SMB : é o retorno de estar comprado em ações de menor valor de mercado e vendido em ações de maior valor de mercado,

$\beta_{i,m}$: o coeficiente que mede a relação linear entre o retorno do ativo e o prêmio de risco do mercado

$\beta_{i,hml}$: o coeficiente que mede a relação linear entre o retorno do ativo e o HML,

$\beta_{i,smb}$: o coeficiente que mede a relação linear entre o retorno do ativo e o SMB.

Os ativos são avaliados não só pelo prêmio de risco de mercado, mas também pela sua relação com os efeitos tamanho e *book-to-market*. Fama e

French (1993,1996) sustentam que as carteiras *high minus low* (HML) e *small minus big* (SMB) são uma *proxy* de algum fator de risco não identificado e que não necessariamente a relação *book-to-market* e o tamanho são o fator de risco preponderante para os agentes no mercado financeiro.

4.5 O índice de Sharpe

Uma forma de calcular o prêmio por unidade de risco de um ativo foi proposta Sharpe (1966). O índice de Sharpe ocorre conforme a equação [4.5.1], em que o prêmio de risco do ativo i é dividido pelo seu desvio padrão, ativo livre de risco não contém variância, pois por definição risco é igual a variância.

$$\frac{E[r_i] - r_f}{\sigma(r_i)} \quad [4.5.1]$$

Cochrane (2005) lembra que no modelo CAPM a fronteira eficiente contém as carteiras com maior índice de Sharpe para cada retorno esperado, e, logo, é mais interessante. O índice responde à pergunta “*How much more mean return can I get by shouldering a bit more volatility in my portfolio?*” (COCHRANE, 2005 p. 20)

5 METODOLOGIA

Este trabalho apóia-se em uma pesquisa *ex-post facto*, de forma quantitativa descritiva, utilizando dados secundários. Para o tratamento dos dados secundários, utiliza-se como recursos o software Excel[®], versão 2007, e o software Eviews[®], versão 5.

As unidades observáveis desta pesquisa compreendem: cotações em bolsa de valores, número de ações *outstanding* por empresa e o patrimônio líquido.

Devido ao escopo de trabalhos já existentes sobre o CAPM e o CAPM condicional, a pesquisa será tratada como um estudo formal, com o objetivo de colaborar com a discussão da validade do CAPM na sua forma condicional para o mercado de capitais brasileiro.

5.1 Amostra

Este estudo compreende uma análise do período de junho de 1995 a julho de 2008. Para tanto, foram utilizados dados da Bovespa de janeiro de 1995 a julho de 2008, utilizando a base de dados Economatica. A escolha do período procurou evitar o período antes do Plano Real, por sua instabilidade monetária, e pelo fato de o número de trabalhos que utilizam o período após o Plano Real ser relevante.⁹

Cabe ressaltar, ainda, que a escolha por começar no mês de junho o período de análise deve-se à constatação de Fama e French (1992) de que

⁹ A este respeito ver Minardi (2004); Málaga e Securato (2004); Oliveira e Carrete (2005); Rostagno, Soares e Soares (2006); Cupertino *et al.* (2006); Costa e Eid Jr. (2006); Mussa *et al.* (2007); Mussa *et al.* (2008); Lucena *et al.* (2008); Cardoso e Cabral (2008) e Mussa, Santos e Famá (2007).

nesse mês as informações contábeis já devem estar refletidas nos preços das ações.

Só foi aceito um papel por empresa negociada na Bovespa. Quando a empresa apresentava mais de um papel negociado, foi escolhido aquele com maior liquidez.

Foram desconsiderados ativos de instituições financeiras pela característica específica destes ativos, que têm alto grau de endividamento financeiro, o que influencia a análise do índice *book-to-market* e, ainda, pelo fato de que este endividamento não possui o mesmo significado para outras empresas.¹⁰

Ativos que entraram no mercado a partir de 2007 foram desconsiderados por dois motivos: primeiro, como o estudo termina em julho de 2008 a sua participação no período seria pequena; e segundo, o número de *initial public offerings* (IPOs) neste período é muito maior do que o de anos anteriores, sendo de 68 novos entrantes em 2007 e 2008, enquanto que de 2004 a 2006 foram 42 novos entrantes (BOVESPA, 2009). Casotti e Motta (2008), estudando IPOs do período de 2004 a 2006, chegaram à conclusão de que os ativos podem estar superavaliados. Miranda e Amstalden (2009), estudando um período de 2004 ao primeiro semestre de 2008, encontram evidências tanto de subavaliação como de superavaliação de ativos. Assim, a exclusão desses ativos ajuda a evitar tal efeito na amostra.

Os retornos mensais dos ativos são calculados pela expressão:

¹⁰ Esta exclusão também se deu em: Fama e French (1992), Jagannathan e Wang (1996), Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997), Bruni (1998); Ramos, Picanço e Costa Jr. (2000); Málaga e Securato (2004); Oliveira e Carrete (2005); Rostagno, Soares e Soares (2006); Mussa *et al.* (2008); Mussa, Santos e Famá (2007) e Cardoso e Cabral (2008).

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \quad [5.1.1]$$

Em que P é o preço ajustado por dividendos, desdobramentos e outros proventos. Os valores foram deflacionados pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizado na base de dados do Economática. Os preços mensais são determinados pela cotação no último dia útil do mês. E, assim como em Mantovanini (2003), houve uma flexibilização. Não havendo cotação disponível no último dia do mês, é adotada a cotação do dia útil anterior e não havendo cotação para este dia, busca-se a cotação do primeiro dia útil do mês subsequente, seguindo-se dessa forma até completar cinco tentativas. Foram também excluídas ações com retornos não contínuos, o que significa que ações que não tinham informação de retorno mensal para qualquer mês do período na construção das carteiras eram excluídas daquele período.

A quantidade de ações utilizadas na amostra varia entre 98 ações e 175 ações durante o período escolhido. Outra razão para se escolher ativos de maior liquidez se deve aos resultados de Ribenboim (2002), que aceitou o modelo condicional apenas para as ações mais líquidas.

Como ativo livre de risco utilizou-se a taxa de certificados de depósitos interbancários (CDI), descontado o efeito da inflação pelo IPCA. Segundo Famá, Barros e Silveira (2002), tanto a taxa CDI quanto a poupança são boas estimativas para o ativo livre de risco no Brasil. No período estudado a taxa CDI média foi de 1.01% a.m, descontando o efeito da inflação.

Para o ativo de mercado, foi utilizado o Ibovespa. No período analisado este índice apresentou uma média de 1,765% a.m. e um desvio padrão de 9,836%. A correlação do Ibovespa com a taxa CDI é de 0,047. Como análise complementar, calculou-se um índice de mercado baseado na amostra utilizada. Esse índice é igual ao retorno ponderado por valor de mercado de todas as ações utilizadas no estudo. A média de retorno deste índice calculado foi de 2,698% a.m., com desvio padrão de 9,836% e correlação de -0,013 com a taxa CDI e de 0,817 com o Ibovespa.

5.2 Sequência de análise

Pode-se dividir este trabalho com os dados secundários nas seguintes etapas:

- a) Separação das ações que compõem a amostra a ser testada;
- b) Separação do índice de mercado e da taxa livre de risco a serem utilizados no estudo;
- c) Classificação das ações escolhidas conforme os critérios de *book-to-market*, momento e tamanho;
- d) Criação das carteiras conforme os critérios listados;
- e) Estimação dos retornos das carteiras a serem testadas;
- f) Estimação das regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o CAPM incondicional;
- g) Realização de testes de significância da estimação do CAPM incondicional;

- h) Estimação dos erros-padrão dos coeficientes conforme o Método dos Momentos Generalizado (MMG) das regressões do CAPM incondicional;
- i) Estimação das variáveis *high minus low* e *small minus big* para a estimação do modelo trifatorial de Fama e French;
- j) Estimação das regressões por MQO do modelo de três fatores de Fama e French;
- k) Realização de testes de significância da estimação do Modelo trifatorial de Fama e French;
- l) Estimação dos erros-padrão dos coeficientes conforme o método MMG das regressões do modelo de três fatores de Fama e French;
- m) Estimação das regressões por MQO do CAPM condicional;
- n) Realização de testes de significância da estimação do CAPM condicional;
- o) Estimação dos erros-padrão dos coeficientes conforme o MMG das regressões do CAPM condicional;
- p) Verificação estatística de variação no beta condicional;
- q) Verificar o valor de alfa de Jensen que o modelo incondicional deveria apresentar no caso do modelo condicional ser válido.

5.3 Cálculo das carteiras

Fama e French (1993) argumentam que os retornos das carteiras devem ser ponderados pelo valor de mercado dos ativos, uma vez que quanto maior o valor de mercado do ativo menor o desvio padrão de seus retornos. Nos estudos para o mercado brasileiro, foram usadas metodologias tanto com o

retorno das carteiras com médias ponderadas quanto com o retorno por média aritmética simples.

Bhattacharya e Galpin (2007) avaliaram o uso de carteiras ponderadas por valor de mercado nos mercados de ações no mundo e concluíram que elas são mais utilizadas em países desenvolvidos e que sua popularidade, mesmo sendo menor nos mercados emergentes, vem crescendo. Por ainda não ter encontrado estudo que recomende um ou outro tipo de retorno das carteiras, o retorno das carteiras a serem estudadas no presente trabalho foi feito tanto por ponderação de valor de mercado como por média aritmética simples.

Como análise complementar dos retornos das carteiras, adotou-se o cálculo do índice de Sharpe para todas as carteiras a serem testadas neste trabalho, e definido pela fórmula:

$$\frac{\bar{R}_i - \bar{R}_f}{s_i} \quad [5.3.1]$$

Em que,

\bar{R}_i é o retorno médio da carteira i no período de análise,

\bar{R}_f é o retorno médio do ativo livre de risco (CDI) no período de análise,

s_i é o desvio padrão da carteira i no período de análise.

5.3.1 Carteiras pelo critério de momento

A formação das carteiras pelo critério momento foi feita segundo metodologia de Jegadeesh e Titman (1993), reaplicada no Brasil por Mussa *et*

al (2007). Como no trabalho brasileiro foi considerada a estratégia de momento mais eficaz a de classificar as ações pelos seus retornos em três meses e mantê-las por seis meses, da mesma forma foram construídas as carteiras neste trabalho.

As ações foram então classificadas no mês t conforme seus retornos acumulados nos três meses anteriores a t e separadas em cinco carteiras, cada uma representando um quintil dos ativos disponíveis, sendo que as empresas com menor retorno nestes três meses (perdedoras) foram alocadas no primeiro quintil e em quintis superiores conforme seu retorno passado calculado fosse maior, até a carteira do quinto quintil, que contém os ativos com maior retorno passado. Essas carteiras foram então mantidas por seis meses, quando se fez nova classificação dos ativos. Como o mês de início do período da amostra começa no mês de junho, isso significa que para este trabalho as carteiras foram reclassificadas nos meses de junho e dezembro. Para a carteira de junho de 1995, por exemplo, foram utilizados dados de maio, abril e março do mesmo ano.

5.3.2 Carteiras pelo critério *book-to-market*

A construção das carteiras pelo critério *book-to-market* utiliza metodologia similar à de Fama e French (1993, 1996), de forma que os ativos são ordenados em função da relação entre o seu valor contábil pelo seu valor de mercado. O valor de mercado utilizado foi fornecido pela base de dados Económica, que multiplica o valor de mercado não corrigido por proventos pelo número de ações *outstanding*. Este número de ações já está compensado

por *splits* e novas emissões. Quando a empresa tem ações ON e PN, é utilizada a multiplicação ponderada entre o número de ações de cada tipo. Quando apenas um tipo de ação possui cotação, é utilizada para o cálculo somente o valor disponível. O valor contábil é medido pelo patrimônio líquido da empresa no fechamento do exercício de cada ano. Foram descartadas as ações com patrimônio líquido negativo.

Assim como na formação das carteiras de momento, são formadas cinco carteiras *book-to-market*, cada uma contendo um quintil dos ativos com dados disponíveis. A carteira com menor índice valor contábil sobre valor de mercado é a formada pelo primeiro quintil dos dados, e assim por diante. A cada doze meses as carteiras são reformuladas, com base nos dados contábeis do ano anterior e no valor de mercado do mês de formação das carteiras.

5.3.3 Carteiras pelo critério tamanho

Assim como na construção das carteiras *book-to-market*, utilizou-se a mesma metodologia que a de Fama e French(1993,1996) na modelagem das carteira de efeito tamanho. Também foram desconsiderados ativos com patrimônio líquido negativo. O valor de mercado utilizado é o mesmo já descrito na construção das carteiras *book-to-market*.

Os ativos são ordenados por ordem de tamanho todo mês de junho de cada ano estudado e foram divididos em cinco carteiras, cada uma contendo um quintil da ordem por valor de mercado. O primeiro quintil contém os ativos menores, e assim por diante até o quinto quintil, que contém os ativos de maior

valor de mercado na data de formação das carteiras, no começo de junho de cada ano da amostra.

Em um primeiro momento, tentou-se fazer uma combinação entre as carteiras formadas por *book-to-market* e tamanho, como foi feito por Fama e French (1993,1996), o que criaria 25 carteiras. No entanto, em alguns anos, das 25 carteiras possíveis nem todas tinham ativos que correspondiam em alguma combinação específica de *book-to-market* e tamanho. Como isso criaria interrupções na série de retorno de algumas combinações, optou-se por não fazer a interseção.

5.4 Estimação do CAPM incondicional

O modelo CAPM foi testado por regressões por MQO das carteiras de tamanho, *book-to-market* e momento, na forma da equação:

$$R_i - R_f = a + b(R_m - R_f) + e_i \quad [5.4.1]$$

Em que,

R_i é o retorno da carteira no período estudado,

R_f é o retorno do ativo livre de risco no período estudado,

R_m é o retorno de mercado no período estudado,

a é a estimativa do alfa de Jensen,

b é a estimativa de β ,

e_i é o resíduo da estimação de i .

Utilizaram-se para o prêmio de mercado tanto a diferença do Ibovespa e da taxa CDI como a diferença da carteira de mercado, calculada a partir da amostra, e da taxa CDI.

O uso do método de MQO requer que os resíduos sejam homoscedásticos, livres de autocorrelação e sigam uma distribuição normal. Os testes de White para homoscedasticidade, de Breusch-Pagan, com uma defasagem para autocorrelação e o teste de Jarque-Bera para normalidade, foram utilizados em todas as regressões estimadas neste trabalho.

Quando nem todas as hipóteses do MQO forem verificadas, Heij *et al.* (2004) lembram que usar o MMG para estimar os erros-padrão dos coeficientes pode ser uma maneira de verificá-los de forma confiável. Assim, apontou-se no texto quando foi utilizado o MMG para estimar os erros-padrão nas regressões. A forma como o MMG será utilizado corresponde ao procedimento padrão do software Eviews[®] 5, que utiliza coeficientes de Newey-West para identificar as condições de momento. Mantovanini (2003) também utiliza o procedimento de Newey-West nesses casos.

Segundo Cochrane (2005), o modelo de MQO é consistente mesmo quando os seus erros não obedecem a todos seus pressupostos, embora os seus erros-padrão precisem ser corrigidos. Nesse caso, o uso de MMG pode corrigir os erros-padrão do MQO de problemas de autocorrelação e de heterocedasticidade dos resíduos.

Se o modelo CAPM for eficiente na forma incondicional para as carteiras formuladas pelos critérios de tamanho, momento e *book-to-market*, a variável a

será igual a zero e a variável b será um estimador não viesado de β e estatisticamente significativa para todas as carteiras na equação [5.4.1].

5.5 Teste do modelo de três fatores de Fama e French

A metodologia deste trabalho para se testar o modelo de três fatores é similar à usada por Fama e French (1993,1996). Os ativos da amostra, com exceção daqueles com patrimônio líquido negativo, foram ordenados por valor de mercado e pela relação *book-to-market* no mês de junho de cada ano, utilizando dados do balanço de fechamento do final do ano anterior.

Foram construídas três carteiras pelo critério de *book-to-market*, sendo que os ativos até o trigésimo percentil foram classificados como *low*; os ativos do trigésimo percentil até o septuagésimo percentil chamados de *Medium*, e os ativos do septuagésimo percentil até o final da amostra, classificados como *high*. Pelo critério tamanho, os ativos foram separados entre *small*, aqueles até quinquagésimo percentil; e *big* os ativos restantes. A interseção entre as três carteiras *book-to-market* e as duas carteiras de tamanho formaram seis carteiras, denominadas: HB, MB, LB, HS, MS e LS. Ao utilizar a interseção das carteiras, procurou-se expurgar o efeito tamanho das carteiras *book-to-market*, e vice-versa.

O retorno da carteira *high minus low* (HML) é definido pela diferença da média simples de retorno entre HB e HS e da média simples de retorno entre LB e LS. Para o retorno da carteira *small minus big* (SMB), é calculada a diferença da média simples entre os retornos de HS, MS e LS e da média simples entre os retornos de HB, MB e LB. Para o mercado norte-americano,

Fama e French (1993) encontraram uma correlação entre a carteira HML e a carteira SMB próxima de zero, provando que a metodologia descrita era suficiente para expurgar a influência tamanho e *book-to-market* um sobre o outro. Cabe lembrar que os autores calcularam o retorno das carteiras ponderando os ativos pelo seu valor de mercado.

Da mesma forma que Fama e French (1993), neste trabalho a amostra foi separada nas seis carteiras HB, MB, LB, HS, MS e LS. O retorno dessas carteiras foi calculado tanto por ponderação de valor quanto por média simples entre os retornos das ações que as compunham. O cálculo do retorno de HML foi feito conforme fórmula [5.5.1] e o retorno da carteira SMB pela fórmula [5.5.2].

$$HML = \frac{(HB + HS)}{2} - \frac{(LB + LS)}{2} \quad [5.5.1]$$

$$SMB = \frac{(HS + MS + LS)}{3} - \frac{(HB + MB + LB)}{3} \quad [5.5.2]$$

O modelo de três fatores de Fama e French é estimado utilizando o método de mínimos quadrados ordinários, conforme a fórmula [5.5.3]. O ativo livre de risco utilizado é a taxa CDI, conforme feito no modelo CAPM incondicional. Para o retorno de mercado foi utilizado o Ibovespa. As carteiras HML e SMB foram utilizadas conforme descrito anteriormente.

$$R_i - R_f = a + b_m(R_m - R_f) + b_{hml}HML + b_{smb}SMB + e_i \quad [5.5.3]$$

Em que,

R_i é o retorno da carteira i no período estudado,

R_f é o retorno do ativo livre de risco no período estudado,

R_m é o retorno de mercado no período estudado,

a é a estimativa do intercepto,

b_m é a estimativa de β ,

HML é o retorno da carteira *high minus low*,

SMB é o retorno da carteira *small minus big*,

b_{hml} é a estimativa do coeficiente para HML,

b_{smb} é a estimativa do coeficiente para SMB.

e_i é o resíduo da estimação de i .

Da mesma forma que nos testes do modelo CAPM incondicional, a regressão estimada pelo modelo de três fatores de Fama e French deve ter o intercepto igual a zero. Os betas para o prêmio de mercado, HML e SMB devem ser não viesados. São feitos testes de homoscedasticidade, autocorrelação e normalidade, e caso não apresentem resultados que confirmem os pressupostos do MQO, são calculados os erros-padrão dos coeficientes pelo MMG.

5.6 Teste do CAPM condicional

O teste do modelo condicional neste trabalho segue a metodologia proposta por Lewellen e Nagel (2006), que utiliza o MQO para estimar equações do CAPM em curtos períodos de tempo. Os autores utilizam retornos com frequência diária e semanal para estimar o CAPM condicional nos EUA em períodos de três meses e seis meses e frequência semanal e mensal para estimação em período de um ano. Para este trabalho, foram feitas equações a cada doze meses utilizando os retornos mensais das carteiras conforme a equação [5.4.1] utilizada no teste do CAPM incondicional, porque a quantidade de ativos da Bovespa é menor que nas bolsas norte-americanas, restringindo o âmbito de ação desta pesquisa, quando se escolheu por utilizar um número maior de ativos. No entanto, espera-se não perder muito com o uso apenas de retornos mensais, uma vez que os resultados de Lewellen e Nagel (2006) não diferiram muito entre os períodos e frequências de retornos estimados.

Diferentemente do trabalho de Lewellen e Nagel (2006), que utilizam o método de coeficientes agregados de Dimson (1979) nas regressões do CAPM, este trabalho manterá o teste padrão do CAPM. O método de coeficientes agregados é utilizado para tratar o efeito que ações poucas negociadas podem ter no beta calculado, Dimson (1979) propõe os coeficientes agregados para melhorar a estimação do beta em regressões temporais do CAPM. Para utilizar os coeficientes agregados deve-se estimar o CAPM em relação ao prêmio de mercado e o prêmio de mercado com defasagem, assim o beta agregado é a soma dos coeficientes estimados através do prêmio de mercado e algumas (ou apenas uma) defasagens. A opção de não utilizar os

coeficientes agregados neste trabalho deve-se ao fato de se trabalhar somente com retornos mensais, ao contrário do estudo do mercado norte-americano, que utiliza dados diários e semanais.

No Brasil, Costa Jr., Menezes e Lemgruber (2000) testaram os coeficientes agregados, encontrando significância no seu uso, mas os mesmos só justificam o teste porque utilizam retornos diários.

Luz *et al.* (2004) testaram os coeficientes agregados em quarenta ações na Bovespa no período de junho de 1990 a junho de 1998. Utilizando dados diários verificaram que os coeficientes agregados, em média, geram betas maiores que o método tradicional, mas no cálculo do risco a diferença entre os dois métodos não é significativa.

Como um dos focos deste trabalho consiste em verificar o comportamento dos coeficientes alfas de Jensen observados, utilizou-se para estimação do CAPM condicional o retorno de mercado fornecido pelo Ibovespa, por ter apresentado maior quantidade de interceptos positivos na estimação do CAPM incondicional.

Segundo Lewellen e Nagel (2006), o uso de equações de curto período de tempo apresenta ganhos em relação aos trabalhos que utilizam uma *proxy* para informação disponível no mercado. Isso porque pode-se observar a série dos betas estimados e verificar a relação da variação de beta com a explicação dos retornos das carteiras. Outro ponto de crítica de Lewellen e Nagel (2006) é que a utilização de *proxy* para informação pode gerar um falso resultado superior do R-quadrado das equações em comparação com as equações que não utilizam esta *proxy*. Para testar essa afirmação, os autores utilizaram um fator aleatório, substituindo a *proxy* de informação no teste de Lettau e

Ludvigson (2001). Os resultados do R-quadrado em dez mil estimações feitas tiveram uma mediana de 0,43, e seu valor no percentil de 5% foi de 0,12 e no percentil de 95%, de 0,72, contra um R-quadrado de 0,66 encontrado por Lettau e Ludvigson (2001), mostrando que não se pode afirmar que a *proxy* de informação propõe uma melhor explicação dos retornos que modelos sem esta *proxy*.

Após a estimação das equações em curto período de tempo, Lewellen e Nagel (2006) propuseram a avaliação da série de alfas estimados e de betas estimados para verificar a validade do modelo CAPM condicional. Assim, se a série dos interceptos tiver média condicional estatisticamente igual a zero, pode-se dizer que o CAPM condicional consegue explicar os retornos das anomalias estudadas. Os testes são robustos para heterocedasticidade, o que não deve afetar o erro padrão da média de uma amostra, e para autocorrelação, pois ela não deve existir nos alfas se o CAPM condicional for verificável, já que a média condicional de todos os alfas deve ser igual a zero.

A avaliação da série de betas estimados procurou verificar se estes realmente variam no tempo. Caso seja verificado que eles variam, testa-se, conforme a equação [4.3.4], a relação entre o alfa incondicional com o beta condicional, apresentada no referencial teórico.

6 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

6.1 Análise das carteiras

6.1.1 Análise das carteira pelo critério momento

As carteiras são aqui nomeadas de forma a simplificar a análise (Tabela 1), a primeira letra refere-se ao critério momento. O número indica o quintil que ela representa. As duas letras finais mostram se ela teve seu retorno calculado por média simples sem ponderação (SP) ou pela ponderação por valor de mercado (VM). A Tabela 1 mostra que os resultados diferem de outros resultados encontrados na literatura brasileira, tais como em Mussa *et al.* (2007) e Minardi (2004), e que a carteira com melhor retorno passado não é necessariamente a que vai ter melhor retorno futuro. Pode-se auferir que a média dos retornos das carteiras, com significância de 5%, é diferente de zero. Outro ponto a se destacar é o fato de a carteira com melhor retorno passado (5º quintil) não apresentar a maior média de retorno, independente de como foi calculado o retorno das carteiras. A diferença entre a carteira ganhadora (M5VM ou M5SP) e a carteira perdedora (M1VM ou M1SP), é de 0,36% a.m. para carteiras ponderadas e de 0,17% a.m. para carteiras não ponderadas. Não se pode rejeitar a hipótese de serem igual a zero pelo teste t , diferentemente do calculado por Mussa *et al.* (2007) de 1,4% a.m., e estatisticamente significativa. O trabalho supracitado analisa o período de junho de 1995 a julho de 2006 e, ajustando as médias para esse mesmo período, os valores aumentam, mas não chegam próximos daquele trabalho. A estratégia de

comprar ganhadores e vender perdedores fica em 0.58% a.m. para carteiras ponderadas e 0.32% ao mês para carteiras não ponderadas, mas estes retornos após o teste t continuam com a hipótese de serem iguais a zero, não podendo ser rejeitada. Isso pode ter ocorrido pelo fato deste trabalho utilizar uma base de dados que não considera empresas do setor financeiro ao contrário de Mussa *et al.* (2007).

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das carteiras pelo critério momento

Nome	Cálculo do retorno	Quartil	Média	Desvio padrão	t estatístico	Prob.
M1SP	Sem ponderação	1	0,0194	0,0939	2,5790	1,08%
M2SP		2	0,0209	0,0813	3,2079	0,16%
M3SP		3	0,0211	0,0735	3,5883	0,04%
M4SP		4	0,0287	0,1112	3,2281	0,15%
M5SP		5	0,0211	0,0813	3,2417	0,15%
M1VM	Ponderação por valor de mercado	1	0,0182	0,1145	1,9869	4,87%
M2VM		2	0,0266	0,0905	3,6662	0,03%
M3VM		3	0,0254	0,0910	3,4902	0,06%
M4VM		4	0,0261	0,0914	3,5627	0,05%
M5VM		5	0,0218	0,0878	3,1095	0,22%

T estatístico para hipótese da média ser igual a zero

Fonte: Elaborado pelo autor.

Uma análise complementar do retorno médio das carteiras envolve o uso do índice de Sharpe, que mede o retorno por unidade de risco, dividindo a média de retorno pela variância da série de retorno. Dessa forma, é possível avaliar se as carteiras ganhadoras, apesar de terem retorno pouco acima da média das carteiras perdedoras, tiveram, no entanto, um risco menor. A Tabela 2 mostra o índice de Sharpe calculado para cada carteira pelo critério momento utilizada. Pode-se observar que nos dois tipos de ponderação as carteiras ganhadoras têm um índice de Sharpe maior do que o das carteiras perdedoras, o que significa pouco, uma vez que o teste t não rejeita a hipótese de as

médias serem iguais a uma significância de 5%. Além disso, as carteiras intermediárias apresentam prêmios por risco próximos ou maiores do que o prêmio de mercado da carteira vencedora. Estatisticamente, não se pode rejeitar a hipótese de terem o retorno igual ao retorno da carteira vencedora. Dessa forma, os resultados não confirmam a existência do efeito momento na amostra selecionada.

Tabela 2 - Índice de Sharpe das carteiras pelo critério momento

Carteiras	Índice
<i>M1SP</i>	0,0988
<i>M2SP</i>	0,1325
<i>M3SP</i>	0,1497
<i>M4SP</i>	0,1676
<i>M5SP</i>	0,1352
<i>M1VM</i>	0,0708
<i>M2VM</i>	0,1819
<i>M3VM</i>	0,1683
<i>M4VM</i>	0,1747
<i>M5VM</i>	0,1338

Fonte: Elaborado pelo autor.

6.1.2 Análise das carteiras pelo critério *book-to-market*

A Tabela 3 mostra que o efeito *book-to-market* na média de retorno das carteiras é mais evidente quando as carteiras não têm ponderação por valor de mercado: quanto maior o quintil, maior a relação *book-to-market* e maior o retorno médio, sendo que a carteira B5SP tem retorno estatisticamente maior do que todas as outras carteiras com a mesma forma de cálculo de retorno. Quando as carteiras têm seu retorno ponderado por valor de mercado, o retorno da carteira B5VM tem média que pelo teste *t* não é a 5% de

significância diferente das médias das demais carteiras. Considerando que as carteiras não ponderadas apresentam uma aproximação melhor do efeito *book-to-market*, os resultados são equivalentes aos de Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997), Bruni (1998), Ramos, Picanço e Costa Jr. (2000), Oliveira e Carrete (2005), Neves e Leal (2003), Cupertino *et al.* (2006), Souza (2006) e Mussa *et al.* (2008).

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das carteiras pelo critério book-to-market

Nome	Cálculo do Retorno	Quartil	Média	Desvio Padrão	t estatístico	Prob.
B1SP		1	0,0156	0,0868	2,2388	2,66%
B2SP		2	0,0157	0,0804	2,4379	1,59%
B3SP	Sem ponderação	3	0,0178	0,0852	2,6090	1,00%
B4SP		4	0,0183	0,0795	2,8670	0,47%
B5SP		5	0,0342	0,1277	3,3458	0,10%
B1VM		1	0,0227	0,0892	3,1834	0,18%
B2VM		2	0,0254	0,0957	3,3148	0,11%
B3VM	Ponderação por valor de mercado	3	0,0284	0,1052	3,3670	0,10%
B4VM		4	0,0357	0,1054	4,2338	0,00%
B5VM		5	0,0256	0,1151	2,7800	0,61%

T estatístico para hipótese da média ser igual a zero

Fonte: elaborado pelo autor

Quando é feita a comparação utilizando o índice de Sharpe, o efeito *book-to-market* é caracterizado nas carteiras sem ponderação, uma vez que o prêmio por unidade de risco é maior conforme a carteira apresenta ativos com relação *book-to-market* maior, como demonstra a Tabela 4. No caso das carteiras com retorno ponderado, percebe-se que B5VM tem o menor prêmio de todas, corroborando a análise dos retornos de que o efeito *book-to-market* só é possível de ser caracterizado na amostra escolhida nas carteiras com retorno calculado a partir da média simples dos ativos que as compõem.

Tabela 4 - Índice de Sharpe das carteiras pelo critério book-to-market

Carteiras	Índice
<i>B1SP</i>	0,0628
<i>B2SP</i>	0,0695
<i>B3SP</i>	0,0902
<i>B4SP</i>	0,1025
<i>B5SP</i>	0,1887
<i>B1VM</i>	0,1415
<i>B2VM</i>	0,1598
<i>B3VM</i>	0,1735
<i>B4VM</i>	0,2431
<i>B5VM</i>	0,1348

Fonte: elaborado pelo autor

Outro fator relevante na análise do índice de Sharpe é que as carteiras ponderadas por valor, com exceção da B5VM, têm um prêmio por unidade de risco maior do que o das carteiras não ponderadas. A ponderação por valor de mercado, por outro lado, pode estar criando o efeito tamanho nos retornos das carteiras *book-to-market*, o que pode ofuscar o estudo deste efeito.

6.1.3 Análise das carteiras pelo critério tamanho

A Tabela 5 mostra que as carteiras do critério tamanho têm maior relevância estatística e maior retorno quando seus retornos são ponderados pelo valor de mercado das empresas. A carteira T1SP tem o maior retorno médio no período do que qualquer outra carteira de tamanho sem ponderação, sendo que este retorno é estaticamente a 5% de significância maior do que o retorno da carteira T5SP. O mesmo acontece com a carteira T1VM entre as

carteiras com retorno ponderado por valor, sendo que seu retorno médio é superior ao de todas as carteiras ponderadas a significância de 5%. Esses resultados vão de encontro aos resultados de Bruni (1998) e Bonomo e Garcia (2002), que encontram um retorno maior nas carteiras de maior tamanho do que nas carteiras de menor tamanho. O resultado está na mesma linha de Costa Jr. e O'Hallon (2000), que estudaram as décadas de 70 e 80, de Bonomo e Dall'agnol (2003) que pesquisaram o período de 1986 a 2000, e de Mantovanini (2003), que encontrou um retorno médio do fator SMB do modelo de Fama e French (1993) positivo, indicando que empresas menores têm retornos maiores do que empresas maiores. Os estudos no mercado internacional, como o de Banz (1981) e o de Fama e French (1992, 1993 e 1996), encontraram um retorno maior para empresas menores.

Tabela 5 - Estatísticas descritivas das carteiras pelo critério tamanho

Nome	Cálculo do Retorno	Quartil	Média	Desvio Padrão	t estatístico	Prob.
<i>T1SP</i>		1	0,0332	0,1305	3,1781	0,18%
<i>T2SP</i>		2	0,0152	0,0784	2,4290	1,63%
<i>T3SP</i>	Sem ponderação	3	0,0199	0,0879	2,8192	0,54%
<i>T4SP</i>		4	0,0181	0,0830	2,7277	0,71%
<i>T5SP</i>		5	0,0151	0,0839	2,2422	2,64%
<i>T1VM</i>		1	0,0554	0,1703	4,0618	0,01%
<i>T2VM</i>		2	0,0260	0,0835	3,8856	0,02%
<i>T3VM</i>	Ponderação por valor de mercado	3	0,0312	0,0944	4,1296	0,01%
<i>T4VM</i>		4	0,0271	0,0933	3,6277	0,04%
<i>T5VM</i>		5	0,0264	0,0882	3,7396	0,03%

T estatístico para hipótese da média ser igual a zero

Fonte: Elaborado pelo autor.

Outro ponto relevante a se verificar nos resultados das carteiras formadas por critério tamanho é que as carteiras T2SP e T5SP têm retornos médios semelhantes e estatisticamente não podem ser considerados diferentes

a significância de 5%. O mesmo acontece com as carteiras T2VM e T5VM. Esse fato mostra que, apesar de o efeito tamanho estar caracterizado entre as carteiras de menor e de maior tamanho, as carteiras do segundo quintil não seguem a ordem de quanto maior o tamanho menor o retorno previsto pelo critério tamanho.

Verificando o índice de Sharpe (Tabela 6) percebe-se que as carteiras T1VM e T1SP possuem maior retorno por risco do que T5VM e T5SP, respectivamente. Calculados separadamente, a diferença entre T1VM e T5VM tem um índice de Sharpe de 0,20 enquanto que o valor para T1SP e T5SP é de 0,17, evidenciando que o efeito tamanho é maior quando as carteiras são ponderadas por valor de mercado.

Tabela 6 - Índice de Sharpe das carteiras pelo critério tamanho

Carteiras	Índice
<i>T1SP</i>	0,1770
<i>T2SP</i>	0,0656
<i>T3SP</i>	0,1108
<i>T4SP</i>	0,0967
<i>T5SP</i>	0,0590
<i>T1VM</i>	0,2658
<i>T2VM</i>	0,1900
<i>T3VM</i>	0,2236
<i>T4VM</i>	0,1822
<i>T5VM</i>	0,1848

Fonte: elaborado pelo autor

6.2 Teste do CAPM incondicional

Os resultado das regressões por MQO utilizando o índice de mercado baseado na amostra como *proxy* de retorno de mercado para o período de junho de 1995 a julho de 2008 é apresentado na Tabela 7. Os testes de

coeficientes foi considerando erros-padrão pelo MMG. Os testes de Breusch-Pagan, White e Jarque-Bera encontram-se na tabela 8 e justificam essa escolha.

Tabela 7 - CAPM com retorno de mercado estimado na amostra

Teste do modelo CAPM estático pela fórmula $R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)$, intercepto igual à estimativa de a e prêmio de mercado igual à estimativa de b

Carteiras	Intercepto	T-estatístico	Prêmio de Mercado	T-estatístico	R ² Ajustado
<i>M1SP</i>	(0,0012)	(0,1554)	0,6202	4,2371	0,4166
<i>M2SP</i>	0,0010	0,1528	0,5810	4,2363	0,4858
<i>M3SP</i>	0,0016	0,2808	0,5546	4,2813	0,5342
<i>M4SP</i>	0,0070	0,9396	0,6913	3,7937	0,3696
<i>M5SP</i>	0,0010	0,1320	0,5943	3,8725	0,5056
<i>M1VM</i>	(0,0088)	(2,1627)	1,0006	16,3326	0,7393
<i>M2VM</i>	0,0049	0,8056	0,6844	4,2366	0,5527
<i>M3VM</i>	0,0032	0,5227	0,7208	4,5204	0,6096
<i>M4VM</i>	0,0040	0,6237	0,7088	4,2754	0,5801
<i>M5VM</i>	0,0001	0,0110	0,6917	4,0601	0,5976
<i>B1SP</i>	(0,0051)	(0,7566)	0,6252	4,2997	0,4979
<i>B2SP</i>	(0,0040)	(0,6281)	0,5685	4,0395	0,4755
<i>B3SP</i>	(0,0028)	(0,4249)	0,6195	4,3225	0,5039
<i>B4SP</i>	(0,0014)	(0,2283)	0,5667	4,6127	0,4771
<i>B5SP</i>	0,0122	1,3076	0,7078	3,0091	0,2923
<i>B1VM</i>	0,0009	0,1502	0,6944	4,7928	0,5870
<i>B2VM</i>	0,0027	0,4189	0,7493	3,7925	0,5974
<i>B3VM</i>	0,0061	0,8820	0,7181	3,4547	0,4504
<i>B4VM</i>	0,0122	1,8235	0,7955	4,6917	0,5466
<i>B5VM</i>	0,0032	0,3883	0,7296	3,3856	0,3885
<i>T1SP</i>	0,0111	1,2718	0,7107	3,4396	0,2815
<i>T2SP</i>	(0,0028)	(0,4015)	0,4714	3,5275	0,3386
<i>T3SP</i>	(0,0005)	(0,0671)	0,6063	4,6316	0,4489
<i>T4SP</i>	(0,0026)	(0,4095)	0,6325	4,4457	0,5543
<i>T5SP</i>	(0,0063)	(1,0064)	0,6647	3,5838	0,6077
<i>T1VM</i>	0,0318	3,0576	0,7957	2,8739	0,2070
<i>T2VM</i>	0,0072	0,9874	0,5125	3,5962	0,3540
<i>T3VM</i>	0,0103	1,3853	0,6400	4,4225	0,4369
<i>T4VM</i>	0,0049	0,7502	0,7194	4,6296	0,5696
<i>T5VM</i>	0,0038	0,6421	0,7423	3,9450	0,6913

Regressões por MQO, t-estatístico por MMG

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 8 - Testes CAPM com retorno de mercado estimado na amostra

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	43,8053	0,0000	2,8416	0,0919	6,9158	0,0315
M2SP	25,0879	0,0000	28,7957	0,0000	4,9342	0,0848
M3SP	47,7791	0,0000	30,1599	0,0000	0,6414	0,7256
M4SP	11,6194	0,0030	25,5174	0,0000	0,2513	0,8819
M5SP	18,8960	0,0001	44,9744	0,0000	1,6420	0,4400
M1VM	20,9360	0,0000	1,5508	0,2130	0,9881	0,6102
M2VM	26,1183	0,0000	0,1971	0,6571	0,2447	0,8848
M3VM	74,2269	0,0000	16,3186	0,0001	0,5548	0,7578
M4VM	27,6234	0,0000	0,1778	0,6732	5,7928	0,0552
M5VM	20,9771	0,0000	7,7363	0,0054	1,8225	0,4020
B1SP	20,9219	0,0000	0,4114	0,5213	0,4150	0,8126
B2SP	13,9754	0,0009	1,8327	0,1758	0,7785	0,6776
B3SP	27,8725	0,0000	9,0822	0,0026	1,1485	0,5631
B4SP	3,9398	0,1395	0,7669	0,3812	0,3597	0,8354
B5SP	35,4600	0,0000	18,8355	0,0000	0,0569	0,9720
B1VM	24,8690	0,0000	7,8865	0,0050	2,7762	0,2495
B2VM	48,5314	0,0000	0,6726	0,4122	0,8360	0,6584
B3VM	58,7224	0,0000	1,5792	0,2089	0,6838	0,7104
B4VM	19,7530	0,0001	5,8339	0,0157	0,1293	0,9374
B5VM	40,4373	0,0000	10,3150	0,0013	0,8788	0,6444
T1SP	30,9239	0,0000	0,9575	0,3278	2,0256	0,3632
T2SP	32,4322	0,0000	13,6861	0,0002	1,1890	0,5518
T3SP	67,9621	0,0000	17,7506	0,0000	0,8695	0,6474
T4SP	61,9104	0,0000	43,0819	0,0000	1,0832	0,5818
T5SP	32,0806	0,0000	0,8540	0,3554	0,9500	0,6219
T1VM	19,5975	0,0001	9,8819	0,0017	5,6868	0,0582
T2VM	19,8757	0,0000	15,4586	0,0001	1,4183	0,4921
T3VM	43,6282	0,0000	4,0544	0,0441	0,4580	0,7953
T4VM	78,9023	0,0000	21,2591	0,0000	1,2612	0,5323
T5VM	43,8406	0,0000	33,6545	0,0000	0,9984	0,6070

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A Tabela 7 também mostra que a estimativa para o alfa de Jensen só é positiva e significativamente diferente de zero nas carteiras M1VM e T1VM das trinta carteiras analisadas e que M1VM apresenta sinal negativo. Esse

resultado é similar ao de Mantovanini (2003), que, quando da análise das carteiras utilizando um ativo de mercado calculado utilizando sua amostra, encontrou poucas carteiras com o intercepto estatisticamente significativo.

Completando a análise do CAPM estimado com a carteira de mercado calculada a partir da amostra (Tabela 8), verifica-se que a hipótese de homocedasticidade foi rejeitada pelo teste de White para 29 dos 30 retornos analisados a 5% de significância. Para o mesmo nível de significância, o teste de Breusch-Pagan com uma defasagem rejeitou a hipótese de não autocorrelação dos erros em oito carteiras formadas pelo critério de tamanho, seis carteiras formadas pelo critério de momento e cinco carteiras formadas pelo critério *book-to-market*. Já o teste de Jarque-Bera indica apenas a carteira M1SP com a hipótese de normalidade dos resíduos rejeitada.

Como os resultados utilizando a carteira de mercado calculada a partir da própria amostra mostram pouca relevância dos interceptos, assim como em Mantovanini (2003), escolheu-se como estimativa para a carteira de mercado o Ibovespa.

Os resultados do CAPM com o retorno da Ibovespa estão na Tabela 9. Mais uma vez, calcularam-se os erros-padrão dos coeficientes a partir do MMG, pois não se pode descartar as hipóteses de heterocedasticidade, de autocorrelação e de normalidade das equações estimada pelo MQO em todas as carteiras, como mostra a Tabela 10.

Tabela 9 - CAPM com retorno de mercado Ibovespa

Teste do modelo CAPM estático pela fórmula $R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)$, intercepto igual à estimativa de a e prêmio de mercado igual à estimativa de b

Carteiras	Intercepto	T-estatístico	Prêmio de Mercado	T-estatístico	R ² Ajustado
M1SP	0,0035	0,5779	0,7705	14,0404	0,5637
M2SP	0,0055	1,1113	0,6947	16,9640	0,6083
M3SP	0,0062	1,4310	0,6415	15,1182	0,6253
M4SP	0,0126	1,9224	0,7997	7,7467	0,4331
M5SP	0,0055	1,1851	0,7331	21,0405	0,6742
M1VM	0,0008	0,1512	0,9628	15,1561	0,5966
M2VM	0,0100	2,6956	0,8620	27,7384	0,7682
M3VM	0,0088	3,0597	0,8593	22,8342	0,7583
M4VM	0,0098	2,2071	0,8165	11,3108	0,6733
M5VM	0,0056	1,3850	0,8096	14,8833	0,7164
B1SP	(0,0002)	(0,0410)	0,7477	9,7516	0,6237
B2SP	0,0003	0,0623	0,7056	15,3012	0,6420
B3SP	0,0022	0,4398	0,7260	21,2985	0,6058
B4SP	0,0032	0,6395	0,6529	13,9740	0,5541
B5SP	0,0176	2,1444	0,8580	7,3985	0,3770
B1VM	0,0066	1,5700	0,7928	11,4490	0,6693
B2VM	0,0083	2,5078	0,9286	18,0303	0,8035
B3VM	0,0115	1,9647	0,8914	14,4647	0,6083
B4VM	0,0187	3,9854	0,9209	22,0857	0,6409
B5VM	0,0084	1,8331	0,9378	12,1644	0,5636
T1SP	0,0171	1,9160	0,7899	6,0136	0,3042
T2SP	0,0007	0,1380	0,5873	13,7404	0,4615
T3SP	0,0044	0,7463	0,7096	11,3434	0,5383
T4SP	0,0024	0,5359	0,7514	14,7571	0,6848
T5SP	(0,0015)	(0,5399)	0,8494	26,3712	0,8696
T1VM	0,0386	3,4320	0,8821	4,4607	0,2226
T2VM	0,0111	2,1479	0,6373	13,9982	0,4806
T3VM	0,0155	2,5095	0,7480	9,8978	0,5225
T4VM	0,0108	2,2042	0,8218	10,7406	0,6501
T5VM	0,0095	4,1145	0,9042	21,0793	0,8981

Regressões por MQO, t-estatístico por MMG

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O número de carteiras com a constante estatisticamente significativa aumenta. Neste caso, todas as carteiras do critério tamanho ponderadas apresentam este coeficiente maior que zero, sendo que a carteira com ativos

menores apresentou um alfa superior ao da carteira com ativos maiores, mostrando que o efeito tamanho não explicado pelo CAPM incondicional foi similar ao de outros estudos no Brasil, como Costa Jr. e O'Hallon (2000) e Bonomo e Dall'Agnol (2003).

Para as carteiras do critério tamanho não ponderadas, a carteira T1SP apresenta a constante significativa a 5%, indicando um efeito tamanho também quando não há ponderação nos retornos, pois o intercepto de T2SP, T3SP, T4SP e T5SP não pode ter a hipótese nula de que são iguais a zero rejeitada a significância de 5%.

A carteira B5SP foi a única com intercepto significante entre aquelas com retornos não ponderados, enquanto que pelo critério *book-to-market* as carteiras B2VM e B5VM apresentam constante significativa. Se as carteiras *book-to-market* com retorno ponderado forem consideradas válidas, os dados mostram que não se pode o relatar anomalia *book-to-market* na amostra analisada a uma significância de 5%. No entanto, se forem usadas as carteiras não ponderadas, a amostra indica resultados semelhantes a estudos anteriores, com a carteira B5SP com maior relação *book-to-market* apresentando um intercepto positivo e significativo enquanto B4SP, B3SP, B2SP e B1SP têm as suas constantes estatisticamente iguais a zero.

Das carteiras do critério momento apenas M2VM, M3VM e M4VM apresentam intercepto significativo, não apresentando significância estatística para a estratégia momento de vencedores sobre perdedores na amostra estudada.

. Comparando o R-quadrado entre as estimações do Ibovespa e da carteira de mercado da amostra, todos os R-quadrados do Ibovespa são maiores, com exceção da carteira M1VM.

Sobre a ponderação ou não dos retornos das carteiras pelo valor de mercado das empresas, percebe-se pela comparação entre os betas estimados que todas as carteiras ponderadas possuem um risco maior que quando elas não são ponderadas, isso porque seu beta é maior, exigindo um prêmio de risco maior pelo modelo CAPM tanto utilizando como ativo de mercado o IBOVESPA quanto a carteira de mercado calculada pela amostra

Os resultados dos testes de White, Breusch-Pagan e Jarque-Bera são mostrados na Tabela 10. Das 30 séries de retorno estudadas, em 13 se pode rejeitar a hipótese de homoscedasticidade a 5% de significância, contrastando com as 29 carteiras com hipótese rejeitada quando o retorno de mercado foi calculado pela amostra.

Comparando o teste de White entre carteiras com retornos ponderados e com retornos não ponderados, verifica-se que nove carteiras apresentaram heteroscedasticidade entre aquelas com retorno ponderado e cinco carteiras entre as com retornos não ponderados. Já analisando critério de formação das carteiras, foram cinco carteiras criadas por critério tamanho e o mesmo número pelo critério *book-to-market* e três carteiras pelo critério de momento. Isso indica que a escolha do retorno e do critério de formação das carteiras influencia não só o intercepto das equações como também o comportamento de seus erros.

Tabela 10 - Testes CAPM com retorno de mercado Ibovespa

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	0,0418	0,9793	8,0723	0,0045	11,2014	0,0037
M2SP	1,6619	0,4356	10,2962	0,0013	16,1039	0,0003
M3SP	2,6345	0,2679	4,5985	0,0320	3,7802	0,1511
M4SP	7,8850	0,0194	0,2712	0,6025	17813,1443	0,0000
M5SP	1,9846	0,3707	11,1295	0,0008	1,3939	0,4981
M1VM	0,5457	0,7612	0,3258	0,5681	5268,8377	0,0000
M2VM	1,2536	0,5343	1,2263	0,2681	11,8604	0,0027
M3VM	21,8859	0,0000	3,3463	0,0674	21,6993	0,0000
M4VM	8,4345	0,0147	0,0781	0,7799	97,6269	0,0000
M5VM	5,2551	0,0723	0,5042	0,4777	27,0539	0,0000
B1SP	13,7421	0,0010	0,0218	0,8827	426,7095	0,0000
B2SP	0,4964	0,7802	9,2266	0,0024	29,8927	0,0000
B3SP	0,9203	0,6312	6,1526	0,0131	24,9696	0,0000
B4SP	2,0590	0,3572	8,1145	0,0044	21,0887	0,0000
B5SP	6,9922	0,0303	0,1916	0,6616	13491,1277	0,0000
B1VM	17,9064	0,0001	0,0287	0,8656	1453,5360	0,0000
B2VM	16,4496	0,0003	0,4808	0,4881	43,9513	0,0000
B3VM	9,7943	0,0075	1,5167	0,2181	3321,1551	0,0000
B4VM	0,7119	0,7005	0,0438	0,8343	66,0591	0,0000
B5VM	1,4015	0,4962	0,0549	0,8147	53,1181	0,0000
T1SP	7,8528	0,0197	0,0044	0,9473	10990,2717	0,0000
T2SP	0,4670	0,7917	8,2355	0,0041	18,2807	0,0001
T3SP	1,4608	0,4817	14,6936	0,0001	50,8508	0,0000
T4SP	3,0335	0,2194	11,0689	0,0009	34,3232	0,0000
T5SP	0,0905	0,9558	0,0065	0,9356	1,4158	0,4927
T1VM	6,7853	0,0336	0,3305	0,5654	38306,4096	0,0000
T2VM	0,8054	0,6685	5,0088	0,0252	6,3707	0,0414
T3VM	7,4402	0,0242	9,1617	0,0025	116,8780	0,0000
T4VM	16,9639	0,0002	5,9975	0,0143	439,5823	0,0000
T5VM	20,2508	0,0000	0,0005	0,9823	33,3511	0,0000

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Heij *et al.* (2004) chamam a atenção para o fato de que o teste para heterocedasticidade de White pode indicar uma má especificação do modelo. Por esse fato, antes de usar o modelo condicional cabe testar o modelo três fatores de Fama e French.

O teste de Bresuch-Pagan com uma defasagem, apresentado na Tabela 10, mostra que a presença de autocorrelação não pode ser desconsiderada em treze carteiras. As carteiras formadas pelos critérios *book-to-market* e momento com os retornos ponderados por valor de mercado não apresentaram autocorrelação pelo teste utilizado.

O teste de normalidade mostra que não se pode considerar uma distribuição normal dos resíduos para 27 das 30 carteiras estimadas com o Ibovespa a uma significância de 5%. Esse é o maior contraste nos testes com a estimação do CAPM usando a carteira de mercado, cuja normalidade dos erros foi aceita em 29 das 30 estimações. O teste *t* estatístico pressupõe uma distribuição normal e a não-normalidade pode influenciar os seus resultados.

A presença de heterocedasticidade e autocorrelação nas equações do CAPM incondicional foi também reportada por Antunes, Bressan e Lamounier (2006) no período de 1998 a 2004 em frequência diária.

6.3 Teste do modelo três fatores de Fama e French

Utilizando a ponderação por valor de mercado, o retorno médio no período de junho de 1995 a julho de 2008 da carteira HML foi de 0,11% ao mês e o da carteira SMB foi de 0,73% ao mês. Para carteiras sem ponderação o retorno médio foi de 1,03% para HML e 0,38% para SMB. Para escolher com quais carteiras seria estimado o modelo de três fatores, se ponderado ou não por valor de mercado, é preciso analisar a correlação entre HML e SMB. Fama e French (1993) apontam que a correlação entre essas carteiras deve ser baixa, pois os efeitos de tamanho e book-to-market devem ser separados. Para

carteiras ponderadas por valor de mercado a correlação entre HML e SMB foi de -0,41 enquanto que para as carteiras com retorno médio sem ponderação foi de -0,18. Portanto, na regressão do modelo de três fatores será utilizado o retorno das carteiras HML e SMB sem ponderação de valor, por apresentarem uma correlação menor.

As regressões utilizam como variáveis dependentes os retornos das mesmas carteiras utilizadas no teste do CAPM incondicional (Tabela 11). Assim como no CAPM, o modelo de três fatores preconiza que o intercepto de uma regressão do prêmio de risco da carteira estudada seja zero. Enquanto que no teste do CAPM incondicional com o Ibovespa 11 carteiras apresentam o intercepto significativamente diferente de zero, o modelo de três fatores de Fama e French apresenta 10 carteiras com o intercepto significante a 5%. As carteiras T2VM e B5SP são as únicas carteiras que tinham o intercepto positivo estatisticamente significante no modelo CAPM e deixam de ter intercepto significativamente diferente de zero no modelo de três fatores. B1VM teve o intercepto estatisticamente significante no modelo de Fama e French, quando não o era no CAPM incondicional. Logo, o ganho do modelo de três fatores de Fama e French em relação à presença de retorno maiores do que o previsto pelo modelo de precificação é de duas carteiras em um total de 11, sendo que em uma carteira este valor que era insignificante estatisticamente o deixou de ser.

Tabela 11- Três fatores de Fama e French estimado com o Ibovespa

Teste do modelo trifatorial pela fórmula $R_i - R_f = a + b_m(R_m - R_f) + b_{hml}HML + b_{smb}SMB$, intercepto igual à estimativa de a e prêmio de mercado igual à estimativa b , HML igual a estimativa b_{hml} e SMB igual a estimativa b_{smb} .

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	HML	T- estatístico	SMB	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	(0.0011)	(0.2199)	0.8221	14.2019	0.1388	1.7552	0.5719	4.0556	0.6670
M2SP	0.0020	0.4409	0.7289	16.1712	0.1283	2.3073	0.4099	3.6388	0.6805
M3SP	0.0027	0.7169	0.6754	18.4349	0.1214	2.5250	0.4014	4.7284	0.7092
M4SP	0.0035	0.7692	0.8648	10.3882	0.4087	1.6807	0.9229	3.8921	0.6632
M5SP	0.0031	0.7181	0.7613	16.5578	0.0644	0.9116	0.3021	3.0554	0.7096
M1VM	0.0006	0.1098	0.9776	14.4642	(0.0361)	(0.4833)	0.0981	0.8418	0.5944
M2VM	0.0094	2.4031	0.8632	25.3134	0.0370	0.8594	0.0428	0.5166	0.7665
M3VM	0.0088	2.8945	0.8632	22.8197	(0.0112)	(0.2159)	0.0248	0.2831	0.7554
M4VM	0.0090	2.0576	0.8246	11.0727	0.0306	0.2420	0.0978	0.7819	0.6725
M5VM	0.0048	1.1863	0.8148	14.6949	0.0422	1.0244	0.0816	1.3587	0.7159
B1SP	0.0010	0.2620	0.8256	15.9794	(0.3709)	(6.4879)	0.3592	5.0428	0.7903
B2SP	(0.0013)	(0.2898)	0.7389	16.3958	(0.0133)	(0.2427)	0.2793	3.4525	0.6732
B3SP	(0.0007)	(0.1422)	0.7598	19.1990	0.0823	1.3238	0.3673	3.2905	0.6546
B4SP	(0.0015)	(0.3314)	0.6760	14.3827	0.2521	4.1687	0.4202	2.9769	0.6616
B5SP	0.0019	0.4884	0.9120	13.3255	0.9250	5.9620	1.2733	9.3443	0.8560
B1VM	0.0090	2.1989	0.8414	13.3719	(0.3481)	(3.7076)	0.1229	1.1902	0.7608
B2VM	0.0069	2.2993	0.9310	18.9754	0.0907	1.0187	0.0998	1.1189	0.8079
B3VM	0.0090	1.6831	0.8864	15.7102	0.2014	3.2773	0.1312	1.1324	0.6249
B4VM	0.0177	3.7932	0.8925	18.1343	0.1732	2.6784	(0.0979)	(0.7428)	0.6553
B5VM	0.0035	0.8860	0.8962	13.7105	0.5041	5.3345	0.0732	0.5841	0.6612
T1SP	0.0003	0.0688	0.8808	13.8628	0.8712	5.2671	1.5504	10.2115	0.8517
T2SP	(0.0028)	(0.6295)	0.6566	13.6654	(0.0056)	(0.0569)	0.6002	4.6854	0.6236
T3SP	0.0014	0.2540	0.7610	12.2655	0.0233	0.2700	0.4688	3.0139	0.6129
T4SP	0.0015	0.3226	0.7746	15.8721	(0.0215)	(0.4207)	0.1841	2.1162	0.6961
T5SP	(0.0010)	(0.3646)	0.8379	27.1420	0.0097	0.1837	(0.0921)	(1.8467)	0.8717
T1VM	0.0175	3.2390	1.0012	8.9376	1.0687	2.6375	1.9675	5.0198	0.7305
T2VM	0.0074	1.6927	0.7110	14.0588	(0.0056)	(0.0584)	0.6388	5.3284	0.6431
T3VM	0.0130	2.1883	0.8067	10.5763	(0.0401)	(0.3670)	0.4791	2.7645	0.5946
T4VM	0.0104	2.1137	0.8675	11.6308	(0.1380)	(1.3046)	0.2797	2.0419	0.6891
T5VM	0.0092	4.3659	0.8919	22.9838	0.0679	1.2121	(0.0490)	(0.7881)	0.9014

Regressões por MQO, t-estatístico por MMG

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Considerando a estatística do R-quadrado do CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French, o último foi mais eficiente em explicar o retorno em todas as carteiras analisadas, com exceção das carteiras formadas pelo critério

momento e ponderadas por valor de mercado. Como é utilizado o R-quadrado ajustado, o seu valor já é penalizado pelo número superior de variáveis independentes do modelo de Fama e French em relação ao CAPM.

A Tabela 12 mostra o teste de White feito nas regressões do modelo de três fatores de Fama e French. Percebe-se que o uso das variáveis HML e SMB nas regressões tem a hipótese de homocedasticidade rejeitada em 22 carteiras analisadas, maior número do que no CAPM, que tem rejeição de 13 carteiras. Apenas na carteira B1SP é que o modelo de três fatores de Fama e French apresenta homocedasticidade, enquanto que no CAPM esta hipótese foi rejeitada. Conforme feito no CAPM incondicional, os erros-padrão da Tabela 11 foram estimados por MMG, para evitar influência no teste t .

O teste de Breusch-Pagan (Tabela 12) mostra que com a estimação dos três fatores de Fama e French os retornos apresentam menos carteiras com autocorrelação do que no CAPM incondicional, sendo 8 para o primeiro e 13 para o segundo. Já o teste de Jarque-Bera mostra pouca mudança em termos de normalidade para o modelo CAPM, sendo 26 carteiras com a hipótese de normalidade dos erros rejeitada, contra 27 do CAPM incondicional. Isso mostra que o modelo Fama e French tem pouca influência em prever as mudanças no comportamento dos retornos que apresentam resíduos que podem ter fatores diferentes os influenciando ou que forma funcional do modelo pode estar errada.

Tabela 12 - Testes três fatores de Fama e French estimado com Ibovespa

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(6)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
<i>M1SP</i>	12.7713	0.0468	3.0681	0.0798	25.9335	0.0000
<i>M2SP</i>	13.1829	0.0402	5.4781	0.0193	13.7609	0.0010
<i>M3SP</i>	8.7897	0.1858	0.8434	0.3584	2.8992	0.2347
<i>M4SP</i>	101.7333	0.0000	1.5253	0.2168	744.5540	0.0000
<i>M5SP</i>	10.1297	0.1193	8.1866	0.0042	0.6848	0.7101
<i>M1VM</i>	5.4789	0.4840	0.5365	0.4639	4788.1471	0.0000
<i>M2VM</i>	28.5488	0.0001	0.9087	0.3405	11.6672	0.0029
<i>M3VM</i>	26.3188	0.0002	3.2643	0.0708	19.9718	0.0000
<i>M4VM</i>	38.0721	0.0000	0.0344	0.8529	53.5118	0.0000
<i>M5VM</i>	8.6472	0.1944	0.2835	0.5944	21.1761	0.0000
<i>B1SP</i>	5.9125	0.4331	2.4948	0.1142	14.4583	0.0007
<i>B2SP</i>	7.9973	0.2383	9.5923	0.0020	21.3269	0.0000
<i>B3SP</i>	12.1608	0.0585	3.2210	0.0727	11.5383	0.0031
<i>B4SP</i>	37.8452	0.0000	1.6856	0.1942	56.9169	0.0000
<i>B5SP</i>	89.2004	0.0000	1.5028	0.2202	56.2251	0.0029
<i>B1VM</i>	51.7317	0.0000	0.7447	0.3882	27.1807	0.0000
<i>B2VM</i>	18.2377	0.0057	0.8525	0.3558	11.6609	0.0029
<i>B3VM</i>	13.0992	0.0415	1.0919	0.2961	2949.7308	0.0000
<i>B4VM</i>	25.0245	0.0003	0.6970	0.4038	78.9042	0.0000
<i>B5VM</i>	5.1452	0.5253	0.3095	0.5780	56.1193	0.0000
<i>T1SP</i>	80.5630	0.0000	0.1904	0.6626	56.6143	0.0000
<i>T2SP</i>	23.8588	0.0006	5.9002	0.0151	6.9684	0.0307
<i>T3SP</i>	18.4602	0.0052	10.4569	0.0012	41.9306	0.0000
<i>T4SP</i>	16.6951	0.0105	10.1569	0.0014	26.3912	0.0000
<i>T5SP</i>	19.7909	0.0030	0.0130	0.9094	1.3697	0.5042
<i>T1VM</i>	114.6182	0.0000	0.0778	0.7803	2129.2386	0.0000
<i>T2VM</i>	18.2313	0.0057	3.1599	0.0755	0.7766	0.6782
<i>T3VM</i>	20.5791	0.0022	7.5318	0.0061	33.5748	0.0000
<i>T4VM</i>	52.6400	0.0000	6.7928	0.0092	81.8952	0.0000
<i>T5VM</i>	21.9291	0.0012	0.3930	0.5307	33.6759	0.0000

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como análise complementar, efetuou-se o teste F para a hipótese de os coeficientes de HML e SMB serem nulos. A uma significância de 5% não se pode rejeitar a hipótese de os coeficientes serem nulos em todas as carteiras do critério momento ponderadas por valor de mercado, na carteira B2VM e

T5SP. Isso indica que em 7 carteiras das 30 testadas os coeficientes extras propostos por Fama e French (1993, 1996) podem ser considerados estatisticamente iguais a zero.

Apesar de apresentar o melhor R-quadrado em geral, o modelo de Fama e French apresentou um ganho na explicação dos alfas de apenas 1 carteira em um total de 11 com alfas significantes no CAPM incondicional. Os resultados dos testes também indicam que a especificação de Fama e French não apresenta ganhos significativos para a opção de se utilizar o CAPM em termos de heterocedasticidade e normalidade dos resíduos. Cabe ressaltar que as carteiras do critério momento, cuja forma de escolha dos ativos não se assemelha à construção de HML e de SMB, foram as que tiveram menor ganho explicativo pelo modelo de Fama e French em relação ao CAPM incondicional. Já nas carteiras com retornos médios não ponderados a explicação do modelo trifatorial foi pior do que o do modelo CAPM incondicional.

Para comparar o presente trabalho com os de Málaga e Securato (2004) e Cardoso e Cabral (2008), que testaram o modelo de Fama e French (1993) no mercado brasileiro, é preciso primeiro fazer considerações importantes sobre eles. Ambos testam o modelo de três fatores em relação apenas às carteiras formadas por critérios *book-to-market* e tamanho. Málaga e Securato (2004) utilizam as mesmas carteiras utilizadas para estimar HML e SMB, com exceto pelo fato de dividirem a amostra ranqueada por tamanho em três carteiras, encontrando resultados do modelo de Fama e French (1993, 1996) superiores aos do CAPM incondicional no quesito R-quadrado e nenhum coeficiente significativo. Já Cardoso e Cabral (2008) utilizaram apenas as

carteiras empregadas na formação HML e SMB, encontrando resultados semelhantes aos de Málaga e Securato (2004).

Daniel e Titman (1997) criticam o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Eles testaram carteiras excluindo o efeito *book-to-market* e tamanho no mercado norte-americano, encontrando evidências de que HML e SMB, ao invés de *proxy* de um fator de risco não considerado pelo CAPM, são *proxies* apenas para os efeitos em que elas se baseiam. Daniel e Titman (1997) argumentam que os investidores consideram *book-to-market* e tamanho não como sensibilidade a fator de risco, mas como uma característica que eles buscam para fazer a escolha sobre qual ativo investir. Então, exige-se de uma empresa menor um retorno maior pela sua característica de tamanho, e não em razão de sua sensibilidade a este fator como uma *proxy* de risco.

Os resultados deste trabalho apontam para evidências de que as conclusões de Daniel e Titman (1997) também são válidas para o mercado brasileiro, uma vez que as carteiras construídas por critério momento tiveram o R-quadrado muito próximo ou pior do que o CAPM incondicional, pois se HML e SMB representassem fatores de risco, estes também deveriam ser representativos nestas carteiras, cuja escolha não foi baseada nos fatores *book-to-market* e tamanho. No entanto, uma análise aprofundada da questão levantada por Daniel e Titman (1997) foge ao escopo do presente trabalho. Os trabalhos de Mantovanini (2003) e Mussa, Santos e Famá (2007) para o mercado brasileiro também contestam o modelo de três fatores, encontrando interceptos positivos e significativos para este modelo.

6.4 Teste do modelo CAPM condicional

Os resultados completos das estimações do modelo CAPM condicional encontram-se no anexo A. Utilizou-se o MQO, em regressões com retornos de 12 meses, a partir de julho de um ano até junho do ano seguinte. Isso resultou em 13 estimações para cada uma das 30 carteiras testadas neste trabalho. Não foram utilizados erros-padrão dos coeficientes calculados por MMG, uma vez que os testes de Breusch-Pagan e White não puderam rejeitar a hipótese de homocedasticidade em 359 das estimações e de não autocorrelação dos resíduos em 362 das regressões a uma significância de 5% em um total de 390 estimações feitas. Já o teste de normalidade só teve a hipótese nula rejeitada em 12 das estimações. Os resultados estão no anexo B. No âmbito das 12 estimações feitas que tiveram a normalidade rejeitada, 5 foram estimações feitas no período de julho de 1998 a junho de 1999, sendo que este período está em parte compreendido no de quebra estrutural estimado por Teixeira e Zerbini (2001), que ocorreu entre janeiro de 1998 a agosto de 1998. Esses autores estudaram a variação do Ibovespa de março de 1982 a abril de 2001 à procura de sinais de quebras estruturais na economia a partir do comportamento do índice. Eles atribuem a quebra no ano de 1998 à turbulência da crise financeira da Rússia.

Para o teste de White, os períodos de julho de 2000 a junho de 2001 e julho de 2002 a junho de 2003 tiveram maior frequência de rejeição da hipótese de homocedasticidade. Para o teste de Breusch-Pagan os períodos de julho de 2001 a junho de 2002 e julho de 2005 a junho de 2006 tiveram maior frequência de rejeição da hipótese de não autocorrelação dos

resíduos. Isto pode indicar que os períodos com autocorrelação tiveram resultados passados influenciando nos resultados, e que os períodos de heteroscedasticidade podem ser identificados como os de maior turbulência, com a variância dos resíduos se alterando.

Os resultados da média e teste t estatístico dos interceptos estimados pelo modelo condicional encontram-se na Tabela 13. Em comparação com os dados do CAPM incondicional, apenas 7 carteiras apresentaram intercepto significativo a 5% no CAPM condicional, contra 11 do CAPM incondicional. No entanto, esse número deve ser visto com cautela, uma vez que a amostra de alfas de Jensen condicionais tem um tamanho de 13, enquanto que a estimação do CAPM incondicional foi feita com 156 observações. Logo, as estatísticas do CAPM condicional são mais penalizadas, por terem menores graus de liberdade. Foram marcados com negrito na Tabela 13 os valores com significância de 5% e com significância de 10%. Dessa forma pode-se observar que o CAPM condicional apresenta 12 interceptos positivos a uma significância de 10%. Todos eles, com exceção da carteira B5VM, são os mesmos que apresentaram significância de 5% no CAPM incondicional. Se o CAPM incondicional tivesse os interceptos aceitos ao nível de significância de 10%, seriam 15 carteiras com intercepto significativo, contra 12 do CAPM condicional, sendo diferentes do CAPM incondicional as carteiras T1SP, T3VM e B3VM.

Tabela 13 - Testes do alfa condicional

Teste do modelo CAPM condicional pela fórmula $R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)$, em regressões de 12 em 12 meses. A média do alfa condicional é igual a $E[a]$ de todas as 13 regressões estimadas. O erro padrão igual ao calculado pela série de 13 alfas estimados e não da média dos erros padrão das regressões.

Carteiras	Média	Erro Padrão	T-estatístico	Prob.	Máximo	Mínimo
<i>M1SP</i>	0.0042	0.0068	0.6110	0.5517	0.0414	(0.0369)
<i>M2SP</i>	0.0074	0.0052	1.4294	0.1765	0.0237	(0.0456)
<i>M3SP</i>	0.0049	0.0039	1.2548	0.2316	0.0276	(0.0271)
<i>M4SP</i>	0.0119	0.0056	2.1327	0.0526*	0.0428	(0.0295)
<i>M5SP</i>	0.0036	0.0046	0.7859	0.4460	0.0228	(0.0259)
<i>M1VM</i>	0.0003	0.0048	0.0718	0.9438	0.0287	(0.0310)
<i>M2VM</i>	0.0095	0.0038	2.4614	0.0286	0.0325	(0.0186)
<i>M3VM</i>	0.0085	0.0024	3.4732	0.0041	0.0242	(0.0073)
<i>M4VM</i>	0.0088	0.0041	2.1288	0.0530*	0.0362	(0.0159)
<i>M5VM</i>	0.0060	0.0038	1.5936	0.1350	0.0321	(0.0165)
<i>B1SP</i>	0.0002	0.0062	0.0291	0.9772	0.0395	(0.0343)
<i>B2SP</i>	0.0007	0.0045	0.1559	0.8785	0.0202	(0.0279)
<i>B3SP</i>	0.0017	0.0058	0.2903	0.7762	0.0280	(0.0535)
<i>B4SP</i>	0.0013	0.0056	0.2304	0.8214	0.0337	(0.0401)
<i>B5SP</i>	0.0174	0.0083	2.0951	0.0563*	0.0747	(0.0512)
<i>B1VM</i>	0.0060	0.0056	1.0710	0.3037	0.0518	(0.0272)
<i>B2VM</i>	0.0084	0.0036	2.3591	0.0346	0.0309	(0.0171)
<i>B3VM</i>	0.0109	0.0070	1.5708	0.1402	0.0667	(0.0424)
<i>B4VM</i>	0.0159	0.0034	4.7172	0.0004	0.0312	(0.0043)
<i>B5VM</i>	0.0090	0.0037	2.4216	0.0308	0.0251	(0.0191)
<i>T1SP</i>	0.0156	0.0090	1.7308	0.1071	0.0769	(0.0569)
<i>T2SP</i>	0.0004	0.0058	0.0697	0.9455	0.0300	(0.0309)
<i>T3SP</i>	0.0026	0.0068	0.3798	0.7103	0.0319	(0.0552)
<i>T4SP</i>	0.0033	0.0047	0.6905	0.5021	0.0286	(0.0256)
<i>T5SP</i>	(0.0005)	0.0023	(0.2213)	0.8283	0.0125	(0.0181)
<i>T1VM</i>	0.0386	0.0105	3.6704	0.0028	0.1260	(0.0472)
<i>T2VM</i>	0.0109	0.0054	2.0240	0.0640*	0.0379	(0.0193)
<i>T3VM</i>	0.0126	0.0073	1.7101	0.1110	0.0550	(0.0433)
<i>T4VM</i>	0.0111	0.0052	2.1231	0.0535*	0.0469	(0.0192)
<i>T5VM</i>	0.0087	0.0022	3.9732	0.0016	0.0225	(0.0038)

Valores em negrito significantes a 5%.

*Valores significantes a 10%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

É preciso destacar que os alfas variam bastante no tempo, sendo que o seu valor mínimo em todas as carteiras é negativo. Verificando as regressões

estimadas no anexo A, evelou-se que a frequência de alfas negativos foi maior no período de julho de 1995 a junho de 1999, voltando a ser alta entre julho de 2007 a junho de 2008. Mais uma vez, a quebra estrutural identificada por Teixeira e Zerbini (2001) pode ser parte da explicação na mudança de comportamento dos alfas após a regressão de julho de 1998 a junho de 1999.

Com os resultados da Tabela 13 já se pode dizer que, em termos de interceptos, o modelo condicional pouco melhora em relação ao modelo incondicional. Todavia, a estimação do modelo condicional mostra que os interceptos tendem a variar de acordo com o tempo.

Para verificar se há variação nos betas condicionais, calculou-se a variância dos betas estimados pela média do erro padrão apresentada nas regressões de 12 meses, pelo desvio padrão das séries de betas estimados e pelo desvio padrão implícito dos betas verdadeiros. Lewellen e Nagel (2006) estimam a forma de calcular o desvio padrão dos betas verdadeiros implícitos considerando que $b_t = \beta_t + e_t$, assim o beta condicional estimado, é igual ao beta condicional verdadeiro mais o erro da amostra. Se b_t é um estimador não-viesado de β_t , implicando que β_t e e_t não apresentam correlação, a variância de b_t é igual a soma das variâncias de β_t e e_t . Dessa forma, o desvio padrão de β_t é igual a $\sqrt{\text{var}(b_t) - \text{var}(e_t)}$. A variável $\text{var}(e_t)$ é estimada pela média das variâncias das equações de 12 meses. O desvio padrão implícito busca melhorar a estimativa de variância dos betas, pois, como lembram Lewellen e Nagel (2006), parte da variância dos betas estimados pode ser devida a erro de amostragem.

Tabela 14 - Betas condicionais

Teste do modelo CAPM condicional pela fórmula $R_i - R_f = a + b(R_m - R_f)$, em regressões de 12 em 12 meses. A média do beta condicional é igual a $E[b]$ de todas as 13 regressões estimadas. O erro padrão médio é igual a média dos erros padrão das regressões. O desvio padrão implícito é $\sqrt{\text{var}(b_t) - \text{var}(e_t)}$

Carteiras	Beta médio	Erro Padrão Médio	Desvio padrão	Desvio padrão implícito	Máximo	Mínimo
<i>M1SP</i>	0,7998	0,0168	0,2605	0,2543	1,3831	0,2925
<i>M2SP</i>	0,6727	0,0148	0,1673	0,1603	0,9277	0,3557
<i>M3SP</i>	0,6898	0,0127	0,1417	0,1350	0,8941	0,3211
<i>M4SP</i>	0,7954	0,0179	0,2368	0,2222	1,1795	0,3756
<i>M5SP</i>	0,7908	0,0132	0,2023	0,1976	1,3357	0,4649
<i>M1VM</i>	0,9545	0,0182	0,2769	0,2677	1,3901	0,4220
<i>M2VM</i>	0,8953	0,0127	0,1396	0,1333	1,1209	0,6489
<i>M3VM</i>	0,8823	0,0130	0,0989	0,0883	1,0365	0,6577
<i>M4VM</i>	0,8002	0,0119	0,3297	0,3270	1,1964	0,0268
<i>M5VM</i>	0,7500	0,0129	0,1867	0,1816	0,9968	0,4419
<i>B1SP</i>	0,7463	0,0133	0,2641	0,2603	1,2750	0,3622
<i>B2SP</i>	0,7426	0,0125	0,1864	0,1809	1,1120	0,4638
<i>B3SP</i>	0,7666	0,0149	0,1144	0,1023	0,9933	0,6411
<i>B4SP</i>	0,7040	0,0147	0,1712	0,1635	1,1132	0,4084
<i>B5SP</i>	0,8444	0,0234	0,2716	0,2533	1,6476	0,5582
<i>B1VM</i>	0,7863	0,0125	0,2231	0,2188	1,2649	0,4267
<i>B2VM</i>	0,9057	0,0107	0,1863	0,1824	1,1797	0,5626
<i>B3VM</i>	0,9106	0,0157	0,1619	0,1495	1,2644	0,6809
<i>B4VM</i>	0,9808	0,0177	0,2171	0,2081	1,3649	0,5655
<i>B5VM</i>	0,8716	0,0214	0,3086	0,3000	1,3566	0,3213
<i>T1SP</i>	0,7926	0,0264	0,2262	0,1990	1,3710	0,5231
<i>T2SP</i>	0,6331	0,0166	0,1221	0,1086	0,8765	0,3924
<i>T3SP</i>	0,7910	0,0155	0,1839	0,1755	1,1160	0,5492
<i>T4SP</i>	0,7642	0,0118	0,1628	0,1572	1,0176	0,4088
<i>T5SP</i>	0,8202	0,0082	0,1540	0,1516	1,0525	0,5936
<i>T1VM</i>	0,7919	0,0318	0,2077	0,1445	1,2147	0,5355
<i>T2VM</i>	0,6790	0,0180	0,1194	0,1037	0,9062	0,4452
<i>T3VM</i>	0,8441	0,0167	0,2318	0,2243	1,2470	0,5786
<i>T4VM</i>	0,8302	0,0136	0,2145	0,2089	1,4158	0,4729
<i>T5VM</i>	0,8778	0,0067	0,1472	0,1454	1,0790	0,5808

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados da Tabela 14 mostram que os betas estimados variam bastante durante o tempo, mesmo controlando pela variância nos erros. Esses resultados são próximos dos encontrados por Lewellen e Nagel (2006), que

obtiveram um desvio padrão implícito dos betas verdadeiros de 0,04 a 0,52 nas suas carteiras com o cálculo dos betas para 12 meses. No presente trabalho, o mesmo desvio padrão ficou aproximadamente, entre 0,09 e 0,33.

Confirmando que existe variância nos betas condicionais, resta verificar se a diferença entre o alfa do modelo incondicional pode ser explicado pela equação [4.3.4], apresentada no referencial teórico. No entanto, alguns termos podem ser simplificados: o termo $\gamma_t^2 / \sigma_{mt}^2$, se calculado pelo prêmio de mercado entre Ibovespa e a taxa CDI é de 0.0067; e o termo $(\gamma_{t-1} - \gamma_t)^2$ é bastante pequeno para que seja significativo na análise, e assim sua covariância com o beta condicional, termo da equação [4.3.4] apresenta uma média de -0,0000003 entre as carteiras testadas. Assim, a equação [4.3.4] pode ser simplificada para:

$$\alpha_{it} = Cov(\beta_{it-1}, \gamma_{t-1}) - \frac{\gamma_t}{\sigma_{mt}^2} Cov(\beta_{it-1}, \sigma_{mt-1}^2) \quad [6.4.1]$$

A Tabela 15 mostra o alfa para o modelo incondicional calculado pela equação [6.4.1] e o compara com o alfa das regressões por MQO para o modelo incondicional. Se o modelo condicional fosse válido para explicar os retornos do alfa de Jensen não explicados pelo modelo CAPM incondicional, os valores do estimado pelo equação [6.4.1] e o estimado pelas equações MQO do modelo incondicional seriam iguais.

**Tabela 15 - Estimação do alfa incondicional a partir do modelo
condicional**

Carteiras	$Covar(b_v, R_{mt})$	R_{mt}/S_m^2	$Covar(b_v, s_t^2)$	Alfa estimado pela equação (6.4.1)	Alfa estimado pelo MQO incondicional
<i>M1SP</i>	(0,0009)	0,8878	(0,0003)	(0,0007)	0,0035
<i>M2SP</i>	(0,0017)	0,8878	0,0002	(0,0019)	0,0055
<i>M3SP</i>	0,0008	0,8878	(0,0005)	0,0013	0,0062
<i>M4SP</i>	0,0007	0,8878	0,0001	0,0006	0,0126
<i>M5SP</i>	0,0014	0,8878	(0,0006)	0,0019	0,0055
<i>M1VM</i>	0,0006	0,8878	0,0002	0,0004	0,0008
<i>M2VM</i>	0,0002	0,8878	(0,0003)	0,0005	0,0100
<i>M3VM</i>	0,0002	0,8878	(0,0001)	0,0003	0,0088
<i>M4VM</i>	0,0011	0,8878	0,0002	0,0010	0,0098
<i>M5VM</i>	0,0001	0,8878	0,0006	(0,0004)	0,0056
<i>B1SP</i>	(0,0004)	0,8878	(0,0000)	(0,0003)	(0,0002)
<i>B2SP</i>	(0,0007)	0,8878	(0,0003)	(0,0005)	0,0003
<i>B3SP</i>	0,0002	0,8878	(0,0003)	0,0005	0,0022
<i>B4SP</i>	0,0015	0,8878	(0,0004)	0,0019	0,0032
<i>B5SP</i>	0,0003	0,8878	0,0002	0,0002	0,0176
<i>B1VM</i>	0,0007	0,8878	0,0001	0,0006	0,0066
<i>B2VM</i>	0,0001	0,8878	0,0003	(0,0002)	0,0083
<i>B3VM</i>	0,0004	0,8878	(0,0002)	0,0006	0,0115
<i>B4VM</i>	0,0023	0,8878	(0,0005)	0,0028	0,0187
<i>B5VM</i>	(0,0000)	0,8878	0,0007	(0,0007)	0,0084
<i>T1SP</i>	0,0015	0,8878	(0,0000)	0,0015	0,0171
<i>T2SP</i>	(0,0000)	0,8878	(0,0004)	0,0003	0,0007
<i>T3SP</i>	0,0012	0,8878	(0,0006)	0,0018	0,0044
<i>T4SP</i>	(0,0010)	0,8878	(0,0000)	(0,0010)	0,0024
<i>T5SP</i>	(0,0007)	0,8878	0,0003	(0,0010)	(0,0015)
<i>T1VM</i>	0,0006	0,8878	0,0009	(0,0001)	0,0386
<i>T2VM</i>	(0,0001)	0,8878	(0,0004)	0,0003	0,0111
<i>T3VM</i>	0,0022	0,8878	(0,0008)	0,0029	0,0155
<i>T4VM</i>	(0,0003)	0,8878	0,0000	(0,0004)	0,0108
<i>T5VM</i>	0,0010	0,8878	0,0002	0,0007	0,0095

Valores em negrito significantes a 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

No entanto, pode-se notar com base na Tabela 15, que os valores do alfa estimado são muito menores do que os do método de MQO no modelo

incondicional. Este resultado é semelhante ao encontrado por Lewellen e Nagel (2006). Para que o CAPM condicional fosse válido, a covariância entre o beta condicional e o prêmio de mercado teria que ser muito maior.

Comparando os resultados do CAPM condicional com outros trabalhos no mercado brasileiro, percebe-se que os aqui encontrados divergem da conclusão de Antunes, Bressan e Lamounier (2006), pois estes autores não encontraram interceptos significativos para carteiras baseadas no critério tamanho. Porém, consideraram o retorno das carteiras por média simples, e também as carteiras pelo critério tamanho ponderadas por média simples neste trabalho não apresentaram constante significativa no CAPM condicional e incondicional.

Os resultados do CAPM condicional corroboram aqueles obtidos por Tambosi Filho (2003), que utiliza o *spread* entre a taxa DI e a taxa Selic como *proxy* de informação e testa 35 ativos para o mercado brasileiro. Suas conclusões não indicaram ganho específico no uso desta *proxy*.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou avaliar o retorno das anomalias tamanho, *book-to-market* e momento, bem como apurar se o modelo CAPM nas abordagens condicional, tri-fatorial de Fama e French (1993, 1996) e condicional são capazes de explicar essas anomalias em uma amostra de ações negociadas na Bovespa entre junho de 1995 e julho de 2008.

Os resultados para o retorno esperado das carteiras formadas por tamanho, *book-to-market* e momento são equivalentes a outros encontrados na literatura brasileira. Mas constatou-se que os trabalhos desta literatura apresentam resultados conflitantes. Verificou-se no presente trabalho que carteiras formadas por firmas com menor valor de mercado obtêm maior retorno do que as de maior valor de mercado. Outros estudos na literatura encontram o efeito contrário ou não encontraram maior retorno entre carteiras pelo critério tamanho. Como foram usadas duas técnicas para medir o retorno das carteiras, com ponderação por valor de mercado e com ponderação por média aritmética simples, é possível observar que as conclusões tiradas quando usada uma ou outra técnica podem ser diferentes. Também cabe ressaltar que o resultado está aderente com o estudo de Mantovanini (2003), cuja metodologia de amostragem é bastante próxima à deste trabalho.

As carteiras formadas pelo critério *book-to-market* apresentaram retorno estatisticamente maior de ações com relação valor contábil/valor de mercado alta somente quando foram utilizados retornos de carteiras calculados por média simples. Já as carteiras formadas pelo critério momento, utilizando o retorno de três meses passados e segurando o ativo nos próximos seis meses,

não apresentaram relevância, ao contrário dos resultados obtidos por Mussa *et al.* (2007), que encontraram um retorno maior para carteiras vencedoras que o verificado neste trabalho. Suspeita-se que a diferença se deve à forma como foram coletadas as ações na Bovespa, uma vez que Mussa *et al.* (2007) utiliza o retorno de instituições financeiras, o que não é feito neste trabalho.

A afirmação de Fama e French (1993, 1996), de que as carteiras ponderadas por valor tendem a ter desvio padrão menores do que as carteiras não ponderadas, não pôde ser verificada no presente estudo, sendo que em algumas das carteiras isso ocorreu, mas em outras, não.

Nas regressões que estimaram o CAPM incondicional, verificou-se que quando é usada uma carteira de mercado calculada com a amostra deste trabalho os interceptos tendem a ser menos significativos do que quando o cálculo é feito com o Ibovespa. No entanto, o coeficiente R-quadrado do modelo calculado com o Ibovespa é maior do que quando calculado pela carteira estimada a partir da própria amostra. É importante ressaltar que o fato de a escolha para *proxy* da carteira de mercado não ser perfeita é uma limitação em qualquer trabalho, já que a estimação da verdadeira carteira de mercado é, como aponta Roll (1977), quase impossível de ser estimada empiricamente, devido à quantidade de informações que nela devem estar refletidas.

As regressões do CAPM incondicional também revelaram problemas de heterocedasticidade, autocorrelação e não normalidade dos resíduos, o mesmo acontecendo para o modelo de três fatores de Fama e French, que apenas apresentou autocorrelação menor do que o modelo CAPM incondicional. Os coeficientes alfa de Jensen calculados no CAPM incondicional indicaram a

presença da anomalia tamanho quando o retorno das carteiras é calculado por ponderação e efeito *book-to-market* quando as carteiras com retornos calculados por média simples. No modelo de Fama e French(1993, 1996), o efeito tamanho persistiu, enquanto que o efeito *book-to-market* apresentou intercepto insignificante. Algumas carteiras do critério momento apresentaram alfa significativa no teste do CAPM incondicional no presente trabalho, mas foram carteiras intermediárias que não indicavam que carteiras ganhadoras têm maiores retornos do que carteiras perdedoras. O alfa para estas carteiras persistiu no modelo de três fatores.

Os resultados do modelo CAPM incondicional devem ser analisados com cautela quando se considera a afirmação da existência de um efeito tamanho ou de um efeito *book-to-market* na Bovespa no período analisado. Pois, diferentemente de Fama e French (1993), neste trabalho não foi feita a combinação entre as carteiras de forma que as carteiras formadas por tamanho não tivessem influência do efeito *book-to-market*, e vice-versa.

Os resultados para o modelo de Fama e French (1993) neste trabalho reforçam as críticas de Daniel e Titman (1997) sobre o fato das variáveis HML e SMB serem, ao invés de *proxies* para outros tipos de risco não calculados pela carteira de mercado, apenas *proxies* das características de *book-to-market* e tamanho dos ativos. Por esse motivo o resultado do R-quadrado superior do modelo de Fama e French (1993), em relação ao CAPM incondicional nas carteiras criadas pelos critérios tamanho e *book-to-market*, deve ser analisado com cautela.

Assim como no trabalho para o mercado norte-americano de Lewellen e Nagel (2006), o cálculo do CAPM condicional utilizando uma série de

regressões de curto prazo apresentou um ganho ínfimo em relação aos alfas de Jensen calculado pelo CAPM incondicional. Uma limitação deste trabalho frente ao estudo norte-americano prende-se ao fato de o período de tempo de análise ter sido menor, diminuindo a significância das conclusões do modelo condicional.

No entanto, foi possível verificar que os betas calculados pelo CAPM condicional variam com o tempo, mas não o suficiente para que os alfas do modelo incondicional fossem explicados pelo modelo condicional. Isso significa que a crítica de Jagannathan e Wang (1996) de que se o modelo CAPM fosse testado de forma condicional seria o suficiente para explicar as anomalias apresentadas na literatura, não pode ser aceita na amostra estudada neste trabalho. Apesar de os betas condicionais não apresentarem a variação necessária para explicar os interceptos das regressões feitas no CAPM incondicional, a evidência de os betas variarem no tempo significa que análises baseadas no CAPM devem ser cautelosas ao utilizarem modelos incondicionais.

Recomenda-se que em estudos posteriores sejam analisadas outras anomalias, que apresentam retornos não explicados pelo CAPM incondicional na literatura, em função do modelo condicional, uma vez que a variação nos betas é verificável. No entanto, não se acredita, com base nos resultados deste estudo, que o CAPM condicional seja significativo com estes testes. Recomenda-se também que a relação book-to-market seja estudada utilizando períodos trimestrais para reavaliação das carteiras, utilizando dessa forma a informação mais recente disponível no mercado. Acredita-se que o uso de dados semanais poderá ter grande valia em estudos posteriores do CAPM

condicional. A variância dos betas condicionais também pode ser estudada em função de séries normalmente utilizadas como *proxy* de informação na literatura, como a diferença entre spreads de taxas privadas e governamentais.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. S. Análise comparativa e teste empírico da validade dos modelos CAPM tradicional e condicional: o caso das ações da Petrobrás. **Rev. Ciênc. Admin.**, Fortaleza, v. 13, n. 1, p. 147-157, ago. 2007.
- ANTUNES, Gustavo Amorim ; LAMOUNIER, Wagner Moura ; BRESSAN, A. A. . Análise do Efeito Tamanho nos Retornos das Ações de Empresas listadas na BOVESPA. **Revista contabilidade & finanças**, São Paulo, v. 40, p. 1-16, 2006.
- BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, p. 3-18, 1981.
- BASU, S., The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. **Journal of Financial Economics**, v. 12, p. 129-156, 1983.
- BHATTACHARYA, Utpal; GALPIN, Neal E.,The Global Rise of the Value-Weighted Portfolio.**AFA 2007 Chicago Meetings Paper**. March 2007. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=849627>>. Acesso em: 28 fev. 2009.
- BENNETI, C.; DECOURT, R. F.; TERRA, P.R.S. The practice of Corporate Finance in Brazil. In: ENANPAD, 31., 2007, Rio de Janeiro. **Anais ENANPAD XXXI**. Rio de Janeiro , 2007.
- BONOMO, M.; DALL`AGNOL, I. . Retornos Anormais e Estratégias Contrárias. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 1, n. 2, p. 165-215 ,.2003
- BONOMO M.; GARCIA R. Estimando e Testando o CAPM condicional com efeitos ARCH para o mercado acionário brasileiro. IN: BONOMO, M. (org.) **Finanças Aplicadas ao Brasil**. São Paulo: FGV editora, 2002, p. 41-52.
- BOVESPA. **Empresas - IPOs Recentes**. Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br/Empresas/InstInfoEmpresas/AberturaIPOsRecentes.asp?tit=27>>. Acesso em: 10 jan. 2009.
- BRUNI, A. L. **Uma Análise do Modelo de Precificação de Ativos Financeiros na Avaliação de Ações Negociadas na Bovespa (1988-1996)**. 1998. 163 f. Dissertação (Mestrado) - USP, São Paulo, 1998.

CARDOSO, N. ; CABRAL, R. The Fama and French Model adapted for developing countries (FFMADC) In: . In: Encontro da Sociedade Brasileira de Finanças, 2008, Rio de Janeiro. **8o. Encontro da SBFIn**. Rio de Janeiro : Ibmecc, 2008

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

CASOTTI, Felipe Pretti; MOTTA, Luiz Felipe Jacques da. Oferta Pública Inicial no Brasil (2004-2006): Uma Abordagem da Avaliação através de Múltiplos e do Custo de Capital Próprio. **Revista Brasileira de Finanças**, [s.l.], v. 6, n. 2, p.157-204, 2008.

COCHRANE, J. H. **Asset Pricing**. Revised Edition. Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2005.

COOPER, Donald R; SCHINDLER, Pamela S. **Métodos de pesquisa em administração**. 7.ed. Porto Alegre: Bookman, 2003.

COSTA, Leonardo Tavares Lameiro da ; EID JUNIOR, W. . O Efeito Smart Money na Indústria Brasileira de Fundos de Ações. In: EnANPAD 2006, Salvador. **Anais do EnANPAD 2006**.

COSTA JR., N. C. A; MENEZES,E.A., LEMGRUBER, E.F. Estimação do beta de ações através do método dos coeficientes agregados. In: COSTA JR., N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F.(org.) **Mercado de capitais – Análise Empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000. p.85-98.

COSTA JR., N. C. A; O'HANLON, J. O efeito tamanho versus o efeito mês-do-ano no mercado de capitais brasileiro: uma análise empírica. In: COSTA JR., N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F.(org.) **Mercado de capitais – Análise Empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000. p.152-167.

CUPERTINO, C. M. et al. Alavancagem, liquidez, tamanho, risco imobilizado e intangíveis e seu impacto sobre o Book-to-Market de empresas brasileiras.. In: 6º Encontro Brasileiro de Finanças, 2006, Vitória-ES. **Anais do 6º Encontro Brasileiro de Finanças**, 2006.

DANIEL, Kent; TITMAN, Sheridan. Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns. **The Journal Of Finance**, [s.l.], v. 52, n. 1, p.1-33, 1997.

DIMSON, Elroy. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. **Journal of Financial Economics**, v. 7, n. 2, p. 197-226, 1979.

EECKHOUDT, L. ; GOLLIER, C. **Risk evaluation, management and sharing**. 1 ed. New York: Harvester Wheatsheaf, 1995.

FAMA, Eugene F., Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, p.383-417, 1970.

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

_____. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p.3-56, 1993.

_____. Multifactor explanation of asset pricing anomalies. **Journal of Finance**, v. 56, n.1, p.55-84, 1996.

FAMÁ, R.; BARROS, L.A. ;SILVEIRA, H. P. . Conceito de Taxa Livre de Risco e sua Aplicação no Capital Asset Pricing Model - Um Estudo Exploratório para o Mercado Brasileiro. In: 2º Encontro Brasileiro de Finanças, 2002, Rio de Janeiro. **2º Encontro Brasileiro de Finanças**, 2002.

GARRÁN, F. T.; MARTELANC, R. Metodologias em Uso no Brasil para Determinação de Capital Próprio. **31º Encontro da ANPAD**. Rio de Janeiro, Setembro 2007.

GRINBLATT, Mark; TITMAN, Sheridan. **Mercados financeiros & estratégia corporativa**. 2. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HEIJ, Christiaan et al. **Econometric Methods with Application in Business and Economics**. Oxford: Oxford University Press, 2004.

JAGANNATHAN, Ravi, and Zhenyu WANG. The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. **Journal of Finance**, vol.51, Issue1, pp 3-53, Mar,1996.

JEGADEESH, N. Evidence of predictable behavior of security returns. **Journal of Finance**, v. 45, p. 881-899, 1990.

JEGADEESH, N. TITMAN, S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, nº. 1 mar, p. 65-91 1993.

JENSEN, Michael C., Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios. **Journal of Business**, Vol. 42, No. 2, pp. 167-247, April 1969 Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=904677>

LETTAU, M.; LUDVIGSON, S. Resurrecting the (C)CAPM: a cross-sectional test when risk premia are time varying. **Journal of Political Economy** vol. 109, p.1238-1287, 2001.

LEWELLEN J.; NAGEL S. The Conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies. **Journal of Financial Economics**, v. 82, In. 2, p. 289-314, Nov. 2006,

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolio and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, Harvard University, vol.47 p.13-37, 1965.

LUCENA, Pierre; et al. Testando o mito de investimento: é uma boa estratégia investir em ações de baixo Índice P/L no Brasil?. In: 8º Encontro Brasileiro de Finanças, 2008, Rio de Janeiro. **Anais do 8º Encontro Brasileiro de Finanças**, 2008.

LUZ, Álvaro Dezidério da et al. Análise do Risco Total e Sistemático antes e após o Plano Real. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 11, n. 4, p.31-41, nov. 2004.

MALAGA, F., K.; SECURATO, J. R., Aplicação do Modelo de Fama e French no Mercado Acionário Brasileiro - Um estudo Empírico do Período 1995-2003. **ENANPAD**, 2004.

MANTOVANINI, Rosaura Ely Morganti. **A relação risco-retorno: análise do desempenho de modelos de risco e de um modelo comportamental no mercado brasileiro**. 2003. 156 f. Tese (Doutorado) - FGV/EAESP, São Paulo, 2003.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, vol.7(1), 1952.

MESCOLIN, A; BRAGA, C.; COSTA JR, N, Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro- **21º ENANPAD**, 1997.

MINARDI, A. Retornos passados prevêm retornos futuros? **Rae-eletrônica**, [v.3 n.2, 2004. Disponível em: <<http://www.rae.com.br/eletronica/index.cfm?FuseAction=Artigo&ID=1738&Secao=FINANÇAS2&Volume=3&Numero=2&Ano=2004>>. Acesso em: 20 jan. 2007

MIRANDA, Felipe Abi-acl de; AMSTALDEN, Rodolfo Cirne. Estreantes nascem gauche: avaliando a hipótese de underpricing em IPOs no Brasil. In: GALA, Paulo; ROCHMAN, Ricardo. **Caderno de pesquisas: investimentos**. São Paulo: FGV -EESP, 2009. p. 44-52. Disponível em: <http://www.eesp.fgv.br/_upload/publicacao/498ae2fe24a49.pdf#page=45>. Acesso em: 30 de maio de 2009.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, p.768-783 Oct., 1966.

MUSSA, A. et al. A estratégia de momento de Jegadeesh e Titman e suas implicações para a hipótese de eficiência do mercado acionário brasileiro. In: SEMEAD, 10., 2007, São Paulo. **Anais SEMEAD 10** . São Paulo, 2007.

MUSSA, A. et al. A influência das condições do mercado acionário e da política monetária no comportamento dos indicadores de risco tamanho, índice book-to-market e momento, no mercado acionário brasileiro. In: Encontro da Sociedade Brasileira de Finanças, 2008, Rio de Janeiro. **8o. Encontro da SBFin**. v. 8. Rio de Janeiro : Ibmecc, 2008.

MUSSA, A.; SANTOS, J. O. ; FAMÁ, R. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French, aplicado ao mercado acionário brasileiro. In: 7o. Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2007, São Paulo. **7o. Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**. São Paulo: USP v. 1. p. 1-17., 2007.

NEVES, Myrian B ; LEAL, R. P. C. . Anomalias no Mercado de Ações e o Crescimento do PIB Brasileiro. In: 3o **Encontro Brasileiro de Finanças, 2003**, São Paulo. Anais do 3o Encontro Brasileiro de Finanças. São Paulo : Sociedade Brasileira de Finanças, 2003.

OLIVEIRA, R. F.; CARRETE, L. S. Estudo empírico sobre a previsibilidade do retorno de mercado no Brasil. In: **Encontro Brasileiro de Finanças**, 5, 2005.

RAMOS, P.B. R.; PICANÇO, M. B. ; COSTA JR., N.C.A. Retornos e riscos das value e growth stocks no mercado brasileiro. In: COSTA JR., N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F.(org.) **Mercado de capitais – análise empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000. P.124-138.

RIBENBOIM, Guilherme. Testes de versões do modelo CAPM no Brasil. IN: BONOMO, M. (org.) **Finanças Aplicadas ao Brasil**. São Paulo: FGV editora, 2002, p. 18-40.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. **Journal of Financial Economics**, v.4 p. 129-176, mar., 1977.

ROSTAGNO, L.; SOARES, K. T. C.; SOARES, R. O. Estratégias de valor e de crescimento em ações na Bovespa: Uma análise de sete indicadores relacionados ao risco. **Revista de Contabilidade e Finanças, USP**, São Paulo, n. 42, p. 7 – 21. Set./Dez. 2006.

SHARPE, W.F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v.19, p.425-442, 1964.

SHARPE, William F.. Mutual Fund Performance. **The Journal Of Business**, [s.l.], v. 39 n. 1, p.119-138, 1966.

SOUZA, T. O. Asset allocation e previsibilidade de retorno do Ibovespa. In: Encontro Brasileiro de Finanças, 2006, São Paulo. **Anais do Encontro Brasileiro de Finanças**. São Paulo : Sociedade Brasileira de Finanças, 2006.

TEIXEIRA, Nilson; ZERBINI, Maria Beatriz. Mudanças estruturais no mercado financeiro: a ótica do mercado de ações. In: **1º Encontro SBFIN**, 2001.

TAMBOSI FILHO, Elmo. **Testando Empiricamente O Capm Condicional Dos Retornos Esperados De Portfólios Do Mercado Brasileiro, Argentino E Chileno**. 2003. 114 f. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2003.

ANEXO A

REGRESSÕES CAPM CONDICIONAL

CAPM CONDICIONAL jul-1995 a jun 1996

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	(0.0369)	(2.0546)	0.6664	3.0196	0.4246
M2SP	(0.0456)	(2.9067)	0.6746	3.4968	0.5051
M3SP	(0.0271)	(2.2763)	0.8760	5.9880	0.7601
M4SP	(0.0295)	(2.3294)	0.8717	5.6036	0.7343
M5SP	(0.0239)	(1.5011)	0.6437	3.2845	0.4709
M1VM	0.0074	0.4247	0.9733	4.5627	0.6431
M2VM	(0.0186)	(1.2174)	0.6489	3.4458	0.4971
M3VM	0.0033	0.2344	0.8258	4.7912	0.6662
M4VM	(0.0024)	(0.4009)	0.9484	13.1038	0.9395
M5VM	(0.0104)	(0.6473)	0.5779	2.9356	0.4092
B1SP	(0.0114)	(0.6336)	0.4960	2.2387	0.2672
B2SP	(0.0279)	(1.8250)	0.9628	5.1156	0.6959
B3SP	(0.0535)	(3.3366)	0.7166	3.6333	0.5259
B4SP	(0.0401)	(2.4221)	0.8004	3.9332	0.5681
B5SP	(0.0512)	(3.4902)	0.5982	3.3164	0.4762
B1VM	0.0004	0.0301	0.5838	3.3890	0.4880
B2VM	(0.0171)	(1.6038)	0.6087	4.6316	0.6503
B3VM	(0.0424)	(5.3686)	0.7570	7.8020	0.8448
B4VM	0.0277	2.2364	1.2527	8.2327	0.8586
B5VM	(0.0191)	(1.6870)	0.5931	4.2689	0.6103
T1SP	(0.0569)	(2.9372)	0.8351	3.5068	0.5067
T2SP	(0.0309)	(1.1284)	0.7269	2.1614	0.2503
T3SP	(0.0552)	(3.4375)	0.6022	3.0487	0.4299
T4SP	(0.0256)	(1.3619)	0.8165	3.5337	0.5108
T5SP	(0.0181)	(2.0863)	0.5936	5.5536	0.7307
T1VM	(0.0472)	(2.2405)	0.8461	3.2654	0.4677
T2VM	(0.0193)	(0.7259)	0.9062	2.7772	0.3790
T3VM	(0.0433)	(3.1243)	0.6154	3.6082	0.5221
T4VM	(0.0104)	(0.4845)	0.9272	3.5015	0.5058
T5VM	(0.0038)	(1.1405)	0.7274	17.8981	0.9667

Proxy de Mercado Ibovespa
 Valores em negrito significantes a 5%
 Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-1996 a jun 1997

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
<i>M1SP</i>	(0.0296)	(2.5123)	0.8526	4.4786	0.6340
<i>M2SP</i>	0.0044	0.1712	0.3727	0.8986	(0.0178)
<i>M3SP</i>	0.0025	0.2119	0.7464	3.9140	0.5655
<i>M4SP</i>	(0.0067)	(0.4051)	0.3756	1.3983	0.0799
<i>M5SP</i>	(0.0022)	(0.1444)	0.8804	3.5844	0.5186
<i>M1VM</i>	(0.0310)	(2.6921)	1.3901	7.4751	0.8330
<i>M2VM</i>	0.0108	0.5743	1.0239	3.3650	0.4841
<i>M3VM</i>	0.0052	0.3472	0.8514	3.5292	0.5101
<i>M4VM</i>	(0.0006)	(0.0334)	0.2764	0.9493	(0.0091)
<i>M5VM</i>	(0.0165)	(1.0225)	0.9953	3.8183	0.5525
<i>B1SP</i>	(0.0217)	(1.3185)	0.6321	2.3747	0.2966
<i>B2SP</i>	(0.0164)	(1.1306)	0.6582	2.8060	0.3846
<i>B3SP</i>	(0.0015)	(0.0843)	0.6411	2.2073	0.2604
<i>B4SP</i>	(0.0296)	(1.1975)	1.1132	2.7858	0.3807
<i>B5SP</i>	(0.0079)	(0.6497)	0.7913	4.0199	0.5795
<i>B1VM</i>	(0.0132)	(0.9111)	0.6468	2.7599	0.3756
<i>B2VM</i>	(0.0090)	(1.0568)	1.1797	8.6089	0.8692
<i>B3VM</i>	0.0181	0.6651	1.0464	2.3736	0.2964
<i>B4VM</i>	(0.0028)	(0.0708)	1.2317	1.9438	0.2016
<i>B5VM</i>	0.0204	0.7999	0.6850	1.6632	0.1383
<i>T1SP</i>	(0.0157)	(0.6274)	1.0823	2.6771	0.3592
<i>T2SP</i>	(0.0188)	(0.7785)	0.7098	1.8197	0.1736
<i>T3SP</i>	(0.0129)	(0.6449)	0.6821	2.1013	0.2369
<i>T4SP</i>	(0.0201)	(1.6289)	0.4088	2.0470	0.2248
<i>T5SP</i>	(0.0091)	(0.5447)	0.9063	3.3593	0.4832
<i>T1VM</i>	0.0324	0.8805	0.8840	1.4867	0.0991
<i>T2VM</i>	0.0126	0.4653	0.6668	1.5175	0.1059
<i>T3VM</i>	(0.0105)	(0.5724)	0.8262	2.7919	0.3818
<i>T4VM</i>	(0.0192)	(1.6046)	0.4729	2.4424	0.3110
<i>T5VM</i>	0.0037	0.3777	1.0270	6.4963	0.7893

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-1997 a jun 1998

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	(0.0087)	(0.2755)	0.7654	2.9197	0.4062
M2SP	(0.0059)	(0.2668)	0.7391	4.0477	0.5831
M3SP	(0.0036)	(0.2157)	0.7359	5.2946	0.7108
M4SP	(0.0020)	(0.0802)	0.6872	3.3318	0.4787
M5SP	(0.0071)	(0.3776)	0.7825	5.0373	0.6890
M1VM	(0.0017)	(0.0781)	0.8298	4.5389	0.6405
M2VM	(0.0073)	(0.4296)	0.7621	5.4457	0.7226
M3VM	0.0180	2.9713	1.0257	20.5059	0.9744
M4VM	(0.0159)	(2.1228)	0.8869	14.2691	0.9485
M5VM	(0.0067)	(0.5936)	0.9538	10.1718	0.9031
B1SP	(0.0160)	(0.9158)	0.7364	5.1001	0.6945
B2SP	0.0037	0.1176	0.9152	3.5418	0.5121
B3SP	(0.0029)	(0.1094)	0.7667	3.5103	0.5072
B4SP	(0.0124)	(0.4874)	0.7080	3.3629	0.4838
B5SP	(0.0051)	(0.1718)	0.6673	2.7400	0.3717
B1VM	(0.0030)	(0.6178)	0.8303	20.5398	0.9745
B2VM	0.0131	0.9222	1.1748	9.9876	0.8998
B3VM	0.0048	0.3690	0.9078	8.4839	0.8658
B4VM	0.0029	0.1755	1.0885	7.9864	0.8509
B5VM	0.0251	0.7307	0.7970	2.8040	0.3842
T1SP	(0.0004)	(0.0113)	0.7589	2.9338	0.4088
T2SP	(0.0124)	(0.4689)	0.6582	3.0062	0.4222
T3SP	(0.0005)	(0.0130)	0.6302	2.0769	0.2315
T4SP	(0.0090)	(0.3520)	0.8100	3.8474	0.5565
T5SP	(0.0103)	(1.1814)	0.9292	12.8367	0.9371
T1VM	0.0293	0.8354	0.8552	2.9465	0.4112
T2VM	(0.0065)	(0.2462)	0.6359	2.8918	0.4009
T3VM	0.0064	0.1694	0.6639	2.1066	0.2381
T4VM	0.0006	0.0226	0.8551	4.1357	0.5942
T5VM	0.0031	0.6837	0.9850	26.5763	0.9846

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-1998 a jun 1999

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	0.0147	0.7899	0.6537	5.9690	0.7589
M2SP	0.0121	0.6398	0.6246	5.5923	0.7335
M3SP	(0.0081)	(0.3227)	0.5590	3.7622	0.5446
M4SP	0.0339	0.4388	0.9121	1.9985	0.2139
M5SP	(0.0259)	(1.4779)	0.7000	6.7783	0.8034
M1VM	(0.0029)	(0.1097)	0.8893	5.8008	0.7480
M2VM	0.0214	1.0846	0.8371	7.1960	0.8220
M3VM	0.0047	0.1827	0.8161	5.3998	0.7191
M4VM	0.0136	0.5100	0.9870	6.2888	0.7780
M5VM	0.0093	0.4111	0.9968	7.4673	0.8327
B1SP	(0.0194)	(1.3564)	0.6185	7.3345	0.8276
B2SP	(0.0129)	(0.6392)	0.5645	4.7293	0.6601
B3SP	0.0164	0.6001	0.6881	4.2612	0.6093
B4SP	(0.0032)	(0.1163)	0.5350	3.3025	0.4739
B5SP	0.0747	0.8700	1.1444	2.2585	0.2716
B1VM	(0.0100)	(0.7580)	0.7891	10.1499	0.9027
B2VM	0.0309	1.2518	1.0765	7.3978	0.8301
B3VM	0.0667	1.3002	0.9452	3.1207	0.4427
B4VM	0.0208	0.5121	0.8514	3.5526	0.5137
B5VM	0.0163	0.4289	1.1807	5.2764	0.7093
T1SP	0.0769	0.8135	0.9733	1.7439	0.1565
T2SP	(0.0253)	(1.0476)	0.4226	2.9645	0.4145
T3SP	0.0095	0.3997	0.5492	3.9067	0.5646
T4SP	(0.0038)	(0.1886)	0.6736	5.6214	0.7356
T5SP	(0.0017)	(0.1258)	0.9317	11.6837	0.9249
T1VM	0.1260	0.8699	1.2147	1.4214	0.0849
T2VM	(0.0151)	(0.6623)	0.4751	3.5228	0.5091
T3VM	0.0252	1.0720	0.5786	4.1652	0.5978
T4VM	0.0095	0.4032	0.7185	5.1827	0.7016
T5VM	0.0225	1.6433	1.0790	13.3604	0.9416

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-1999 a jun 2000

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	0.0414	2.0940	0.7895	4.0480	0.5831
M2SP	0.0156	1.8991	0.8175	10.0605	0.9011
M3SP	0.0179	1.4367	0.6716	5.4708	0.7245
M4SP	0.0428	4.0614	1.1634	11.1924	0.9187
M5SP	0.0228	1.8489	0.7627	6.2588	0.7763
M1VM	(0.0213)	(0.3722)	1.3052	2.3149	0.2838
M2VM	0.0052	0.4961	0.7537	7.3035	0.8263
M3VM	0.0036	0.5171	0.9870	14.3390	0.9490
M4VM	0.0362	3.5955	0.9941	10.0006	0.9000
M5VM	0.0129	0.6376	0.8178	4.1080	0.5907
B1SP	0.0395	1.7083	1.2750	5.5905	0.7334
B2SP	0.0070	1.0145	0.7057	10.2991	0.9052
B3SP	0.0280	1.5566	0.6418	3.6199	0.5239
B4SP	0.0055	0.4758	0.8388	7.3457	0.8280
B5SP	0.0448	2.4922	0.7607	4.2847	0.6121
B1VM	0.0518	1.7142	1.2649	4.2403	0.6069
B2VM	0.0160	3.8571	0.8764	21.4201	0.9765
B3VM	0.0346	1.8489	0.6809	3.6859	0.5336
B4VM	0.0052	0.2871	0.9200	5.1583	0.6995
B5VM	(0.0057)	(0.3516)	0.7382	4.6263	0.6497
T1SP	0.0276	1.5066	0.7686	4.2492	0.6079
T2SP	0.0288	1.7728	0.6310	3.9312	0.5679
T3SP	0.0319	2.1463	1.0600	7.2364	0.8236
T4SP	0.0256	3.9521	1.0176	15.9176	0.9582
T5SP	0.0125	1.2671	0.7457	7.6354	0.8389
T1VM	0.0569	2.6294	1.1143	5.2183	0.7045
T2VM	0.0379	1.8296	0.6299	3.0852	0.4364
T3VM	0.0550	2.3089	1.2470	5.3019	0.7114
T4VM	0.0469	2.0808	1.4158	6.3694	0.7825
T5VM	0.0140	3.1825	0.8397	19.3342	0.9713

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2000 a jun 2001

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	(0.0063)	(0.5428)	0.8971	7.2300	0.8234
M2SP	0.0104	0.6352	0.9277	5.3311	0.7137
M3SP	0.0094	0.6975	0.6273	4.3956	0.6248
M4SP	0.0202	2.2887	0.6991	7.4473	0.8320
M5SP	0.0195	1.1349	0.7685	4.2058	0.6027
M1VM	(0.0119)	(0.8681)	1.1869	8.1566	0.8563
M2VM	0.0184	2.6358	1.0263	13.8052	0.9452
M3VM	0.0242	1.3118	0.8131	4.1490	0.5958
M4VM	0.0297	5.3530	0.8074	13.6736	0.9442
M5VM	0.0321	2.4502	0.9025	6.4659	0.7877
B1SP	0.0167	2.2760	1.0910	13.9737	0.9464
B2SP	0.0105	0.7426	0.8671	5.7687	0.7458
B3SP	0.0020	0.1335	0.6751	4.2321	0.6059
B4SP	0.0115	0.6415	0.7173	3.7603	0.5443
B5SP	0.0267	1.0294	0.8422	3.0532	0.4307
B1VM	0.0322	2.3005	1.0360	6.9542	0.8115
B2VM	0.0174	2.0271	0.9658	10.5645	0.9095
B3VM	(0.0085)	(0.4559)	0.6899	3.4808	0.5026
B4VM	0.0264	1.5340	0.7700	4.2094	0.6032
B5VM	0.0119	0.4092	0.8031	2.6046	0.3446
T1SP	0.0119	0.5439	0.7948	3.4078	0.4910
T2SP	0.0102	0.7013	0.6860	4.4434	0.6302
T3SP	0.0225	1.4937	0.7848	4.8894	0.6756
T4SP	0.0130	1.1944	0.8956	7.7267	0.8422
T5SP	0.0097	2.9122	1.0315	28.9939	0.9871
T1VM	0.0192	1.3550	0.7564	5.0041	0.6861
T2VM	0.0174	1.1397	0.7076	4.3472	0.6193
T3VM	0.0320	2.0919	0.7194	4.4219	0.6278
T4VM	0.0203	1.8243	0.9211	7.7980	0.8447
T5VM	0.0224	3.3484	0.9644	13.5781	0.9434

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2001 a jun 2002

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	0.0096	0.6061	1.0414	5.5248	0.7285
M2SP	0.0103	0.8788	0.8238	5.9310	0.7565
M3SP	0.0119	1.2522	0.7051	6.2337	0.7749
M4SP	0.0118	1.4891	0.6878	7.3008	0.8262
M5SP	0.0052	0.4109	0.7148	4.7182	0.6590
M1VM	0.0287	2.0869	0.7060	4.3232	0.6166
M2VM	0.0213	1.4917	1.0965	6.4766	0.7882
M3VM	0.0242	1.8815	0.8960	5.8754	0.7529
M4VM	(0.0012)	(0.0849)	0.4203	2.5843	0.3405
M5VM	0.0057	0.8345	0.6475	7.9118	0.8485
B1SP	(0.0170)	(2.3640)	0.8797	10.2814	0.9049
B2SP	0.0103	1.3133	0.8425	9.0134	0.8794
B3SP	0.0153	1.1569	0.8071	5.1460	0.6985
B4SP	0.0155	1.4047	0.5030	3.8419	0.5557
B5SP	0.0222	1.5112	0.9326	5.3527	0.7154
B1VM	0.0003	0.0264	0.4957	3.7851	0.5478
B2VM	0.0137	2.1875	0.9446	12.6551	0.9354
B3VM	0.0233	1.9550	1.0461	7.3822	0.8294
B4VM	0.0312	1.8283	0.5655	2.7902	0.3815
B5VM	0.0234	1.1968	0.5046	2.1702	0.2522
T1SP	0.0105	0.6380	0.6324	3.2416	0.4636
T2SP	0.0074	0.7287	0.7247	5.9780	0.7595
T3SP	0.0127	0.9519	0.7444	4.6797	0.6552
T4SP	0.0113	1.2026	0.9415	8.4451	0.8647
T5SP	0.0043	0.8402	0.9219	15.2210	0.9545
T1VM	0.0394	2.1916	0.5823	2.7261	0.3690
T2VM	0.0161	1.1486	0.7825	4.7082	0.6580
T3VM	0.0209	1.5982	0.6904	4.4367	0.6294
T4VM	0.0202	2.2871	0.8101	7.7030	0.8414
T5VM	0.0081	1.1225	0.6210	7.2741	0.8252

Proxy de Mercado Ibovespa
 Valores em negrito significantes a 5%
 Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2002 a jun 2003

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
<i>M1SP</i>	(0.0052)	(0.3510)	0.9820	6.8636	0.8074
<i>M2SP</i>	0.0223	1.8418	0.6106	5.2639	0.7083
<i>M3SP</i>	0.0058	0.5168	0.3211	3.0023	0.4215
<i>M4SP</i>	0.0081	0.7601	0.3900	3.8241	0.5533
<i>M5SP</i>	0.0048	0.7608	0.4649	7.7393	0.8426
<i>M1VM</i>	0.0045	0.3651	1.3298	11.3079	0.9202
<i>M2VM</i>	0.0128	1.6067	0.8223	10.7417	0.9123
<i>M3VM</i>	(0.0073)	(0.4423)	0.6577	4.1526	0.5962
<i>M4VM</i>	0.0005	0.0261	0.0268	0.1554	(0.0973)
<i>M5VM</i>	0.0072	0.6827	0.4419	4.3889	0.6241
<i>B1SP</i>	0.0029	0.1896	0.3622	2.4795	0.3188
<i>B2SP</i>	0.0025	0.3289	0.4811	6.5019	0.7896
<i>B3SP</i>	0.0069	0.7542	0.6524	7.4608	0.8325
<i>B4SP</i>	0.0149	1.5512	0.6009	6.5202	0.7905
<i>B5SP</i>	0.0198	1.2103	0.7656	4.8863	0.6753
<i>B1VM</i>	0.0026	0.2209	0.4267	3.8294	0.5540
<i>B2VM</i>	0.0074	0.6295	0.5626	5.0171	0.6872
<i>B3VM</i>	0.0171	2.7744	0.7961	13.4976	0.9428
<i>B4VM</i>	0.0117	0.9760	0.7575	6.5725	0.7932
<i>B5VM</i>	0.0139	0.8782	1.3566	8.9469	0.8778
<i>T1SP</i>	0.0249	1.6847	0.5988	4.2240	0.6049
<i>T2SP</i>	0.0064	0.6206	0.5810	5.8774	0.7531
<i>T3SP</i>	0.0069	0.5235	0.6074	4.8031	0.6674
<i>T4SP</i>	0.0083	1.3324	0.4680	7.8397	0.8461
<i>T5SP</i>	0.0005	0.0642	0.6047	8.2687	0.8596
<i>T1VM</i>	0.0494	2.7504	0.5821	3.3758	0.4859
<i>T2VM</i>	0.0186	1.3063	0.6571	4.8140	0.6684
<i>T3VM</i>	0.0212	1.3543	0.6108	4.0666	0.5855
<i>T4VM</i>	0.0170	2.8545	0.5464	9.5449	0.8912
<i>T5VM</i>	0.0037	0.4118	0.5808	6.6865	0.7989

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2003 a jun 2004

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	0.0380	2.1104	0.8203	3.2985	0.4732
M2SP	0.0236	1.4859	0.8385	3.8195	0.5526
M3SP	0.0125	1.2544	0.7700	5.5701	0.7319
M4SP	0.0163	1.4572	0.7102	4.6067	0.6477
M5SP	0.0178	1.2548	1.0270	5.2277	0.7053
M1VM	0.0204	1.3800	0.6528	3.1900	0.4548
M2VM	0.0325	2.5388	0.9301	5.2517	0.7073
M3VM	0.0082	0.9005	0.9500	7.5769	0.8368
M4VM	0.0077	1.0404	0.9743	9.5303	0.8909
M5VM	0.0085	0.6767	0.8997	5.1716	0.7006
B1SP	0.0300	2.3598	0.7431	4.2348	0.6062
B2SP	0.0198	2.4871	0.6870	6.2566	0.7762
B3SP	0.0190	1.7353	0.7462	4.9323	0.6796
B4SP	0.0157	1.1251	0.7733	4.0038	0.5774
B5SP	0.0111	0.4362	0.7973	2.2673	0.2735
B1VM	0.0119	0.8820	0.8456	4.5254	0.6391
B2VM	0.0165	1.5036	0.6840	4.5060	0.6370
B3VM	0.0175	1.4519	0.9287	5.5712	0.7320
B4VM	0.0193	1.4816	1.3649	7.5769	0.8368
B5VM	(0.0099)	(0.4738)	1.3192	4.5527	0.6420
T1SP	0.0306	1.2611	0.5815	1.7325	0.1539
T2SP	0.0165	1.4900	0.3924	2.5585	0.3352
T3SP	0.0141	1.0645	1.1160	6.0865	0.7662
T4SP	0.0286	2.3413	0.7757	4.6004	0.6470
T5SP	0.0061	0.7097	0.8680	7.2755	0.8252
T1VM	0.0465	2.4081	0.5754	2.1566	0.2492
T2VM	0.0231	1.8043	0.4452	2.5203	0.3273
T3VM	0.0236	1.5358	1.2335	5.8006	0.7480
T4VM	0.0335	2.6951	0.8612	5.0104	0.6866
T5VM	0.0078	0.8666	0.8870	7.1217	0.8188

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2004 a jun 2005

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
M1SP	0.0205	1.5349	0.8263	4.0860	0.5879
M2SP	0.0166	1.3743	0.7558	4.1272	0.5931
M3SP	0.0202	1.2868	0.6958	2.9221	0.4066
M4SP	0.0242	1.5779	0.8789	3.7811	0.5473
M5SP	0.0218	2.2946	0.7210	5.0092	0.6865
M1VM	0.0029	0.3095	0.9232	6.4148	0.7849
M2VM	0.0072	0.7720	0.7961	5.6203	0.7355
M3VM	0.0049	0.3692	0.8665	4.2850	0.6121
M4VM	0.0229	1.6693	0.9950	4.8013	0.6672
M5VM	0.0107	1.2867	0.7883	6.2542	0.7760
B1SP	0.0104	1.1188	0.6743	4.7966	0.6667
B2SP	0.0169	1.5885	0.7918	4.9135	0.6778
B3SP	0.0147	1.0119	0.8820	3.9978	0.5766
B4SP	0.0158	1.4219	0.7464	4.4280	0.6285
B5SP	0.0312	1.6399	0.7234	2.5138	0.3259
B1VM	0.0056	0.4889	0.7640	4.3983	0.6252
B2VM	0.0116	1.5789	0.8481	7.6329	0.8389
B3VM	0.0068	0.7758	1.2644	9.5802	0.8919
B4VM	0.0196	2.3744	0.9668	7.7437	0.8428
B5VM	0.0102	0.5080	1.0038	3.2947	0.4726
T1SP	0.0428	1.7296	0.5231	1.3950	0.0792
T2SP	0.0185	1.2635	0.6206	2.8054	0.3844
T3SP	0.0156	1.4844	0.8640	5.4373	0.7220
T4SP	0.0146	1.3024	0.7570	4.4717	0.6333
T5SP	(0.0024)	(0.4817)	1.0525	14.1793	0.9479
T1VM	0.0468	2.4596	0.5819	2.0209	0.2190
T2VM	0.0287	1.7305	0.6815	2.7160	0.3670
T3VM	0.0188	1.7781	0.8659	5.4226	0.7208
T4VM	0.0205	1.6768	0.7808	4.2153	0.6039
T5VM	0.0059	0.9283	0.9303	9.5963	0.8923

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2005 a jun 2006

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
<i>M1SP</i>	(0.0155)	(1.6002)	0.4271	3.0510	0.4303
<i>M2SP</i>	0.0155	1.1909	0.3557	1.8835	0.1880
<i>M3SP</i>	(0.0006)	(0.0777)	0.5960	4.9781	0.6837
<i>M4SP</i>	0.0043	0.3970	0.9927	6.3754	0.7828
<i>M5SP</i>	0.0028	0.3707	0.8346	7.6213	0.8384
<i>M1VM</i>	(0.0177)	(1.6060)	1.0140	6.3649	0.7822
<i>M2VM</i>	0.0145	1.2152	1.1209	6.4960	0.7893
<i>M3VM</i>	0.0055	0.5075	0.8348	5.3097	0.7120
<i>M4VM</i>	(0.0008)	(0.0982)	1.1964	10.2486	0.9044
<i>M5VM</i>	0.0145	2.1063	0.6324	6.3610	0.7820
<i>B1SP</i>	0.0037	0.4090	0.7707	5.8488	0.7512
<i>B2SP</i>	0.0009	0.1509	0.4638	5.6443	0.7372
<i>B3SP</i>	(0.0122)	(1.7908)	0.9709	9.8734	0.8977
<i>B4SP</i>	(0.0006)	(0.0829)	0.6250	5.5269	0.7287
<i>B5SP</i>	0.0118	0.8625	0.7477	3.7698	0.5457
<i>B1VM</i>	0.0085	0.9529	0.8473	6.5792	0.7936
<i>B2VM</i>	0.0120	1.2017	0.9261	6.4062	0.7845
<i>B3VM</i>	(0.0020)	(0.2562)	1.0223	9.1220	0.8820
<i>B4VM</i>	(0.0043)	(0.3556)	0.8717	5.0032	0.6860
<i>B5VM</i>	0.0024	0.1127	1.2024	3.9394	0.5689
<i>T1SP</i>	0.0152	0.8493	0.6208	2.3982	0.3016
<i>T2SP</i>	0.0005	0.0568	0.6200	4.7565	0.6628
<i>T3SP</i>	(0.0067)	(1.0363)	0.7539	8.0100	0.8517
<i>T4SP</i>	(0.0041)	(0.6140)	0.7875	8.0489	0.8529
<i>T5SP</i>	(0.0010)	(0.1393)	0.7856	7.7995	0.8447
<i>T1VM</i>	0.0447	1.8480	0.5355	1.5293	0.1085
<i>T2VM</i>	0.0102	0.9536	0.8134	5.2624	0.7082
<i>T3VM</i>	0.0073	0.8109	0.8188	6.2924	0.7782
<i>T4VM</i>	(0.0071)	(0.9393)	0.9162	8.3845	0.8630
<i>T5VM</i>	0.0093	1.9838	0.9605	14.1389	0.9476

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2006 a jun 2007

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
<i>M1SP</i>	0.0303	2.2328	1.3831	4.1740	0.5989
<i>M2SP</i>	0.0237	2.8672	0.5329	2.6461	0.3530
<i>M3SP</i>	0.0276	3.7125	0.7696	4.2441	0.6073
<i>M4SP</i>	0.0363	2.8689	0.7923	2.5636	0.3362
<i>M5SP</i>	0.0183	1.1969	1.3357	3.5880	0.5191
<i>M1VM</i>	0.0116	1.2271	0.7866	3.4214	0.4932
<i>M2VM</i>	(0.0072)	(0.9182)	0.9790	5.0958	0.6942
<i>M3VM</i>	0.0100	1.2557	0.9093	4.6855	0.6558
<i>M4VM</i>	0.0216	2.3159	0.8284	3.6479	0.5280
<i>M5VM</i>	0.0198	1.4231	0.4835	1.4254	0.0858
<i>B1SP</i>	0.0190	1.7190	0.3635	1.3501	0.0696
<i>B2SP</i>	0.0202	2.1966	0.6019	2.6829	0.3604
<i>B3SP</i>	0.0082	0.9985	0.7846	3.8946	0.5629
<i>B4SP</i>	0.0337	4.1894	0.7826	3.9879	0.5753
<i>B5SP</i>	0.0379	2.0618	1.6476	3.6737	0.5318
<i>B1VM</i>	0.0176	2.0009	0.6655	3.0921	0.4377
<i>B2VM</i>	(0.0055)	(0.6666)	0.9240	4.5879	0.6457
<i>B3VM</i>	0.0083	1.4889	0.7662	5.6316	0.7363
<i>B4VM</i>	0.0203	2.4404	1.1112	5.4666	0.7242
<i>B5VM</i>	0.0128	0.8016	0.8253	2.1252	0.2423
<i>T1SP</i>	0.0426	2.2339	1.3710	2.9493	0.4117
<i>T2SP</i>	0.0300	2.3666	0.5805	1.8794	0.1871
<i>T3SP</i>	0.0277	2.6857	0.8029	3.1901	0.4548
<i>T4SP</i>	0.0157	2.1343	0.8249	4.6053	0.6475
<i>T5SP</i>	0.0044	0.6564	0.6411	3.8795	0.5609
<i>T1VM</i>	0.0520	2.1114	0.8922	1.4837	0.0985
<i>T2VM</i>	0.0339	2.4604	0.6959	2.0719	0.2304
<i>T3VM</i>	0.0338	2.6923	0.8974	2.9307	0.4082
<i>T4VM</i>	0.0182	2.4382	0.7994	4.3809	0.6232
<i>T5VM</i>	0.0013	0.3561	0.8318	9.6719	0.8938

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

CAPM CONDICIONAL jul-2007 a jun 2008

Carteiras	Intercepto	T- estatístico	Prêmio de Mercado	T- estatístico	R ² Ajustado
<i>M1SP</i>	0.0017	0.0767	0.2925	0.8008	(0.0337)
<i>M2SP</i>	(0.0066)	(0.5579)	0.6721	3.4223	0.4934
<i>M3SP</i>	(0.0040)	(0.3404)	0.8941	4.6351	0.6506
<i>M4SP</i>	(0.0047)	(0.3539)	1.1795	5.3826	0.7178
<i>M5SP</i>	(0.0072)	(0.8032)	0.6448	4.3397	0.6185
<i>M1VM</i>	0.0153	0.8331	0.4220	1.3872	0.0775
<i>M2VM</i>	0.0122	1.0067	0.8414	4.2145	0.6038
<i>M3VM</i>	0.0062	0.5041	1.0365	5.0711	0.6920
<i>M4VM</i>	0.0036	0.3170	1.0610	5.6434	0.7371
<i>M5VM</i>	(0.0093)	(1.0066)	0.6129	4.0184	0.5793
<i>B1SP</i>	(0.0343)	(3.0289)	1.0598	5.6706	0.7391
<i>B2SP</i>	(0.0253)	(2.4013)	1.1120	6.3842	0.7833
<i>B3SP</i>	(0.0184)	(1.8240)	0.9933	5.9470	0.7575
<i>B4SP</i>	(0.0098)	(1.6501)	0.4084	4.1559	0.5966
<i>B5SP</i>	0.0100	0.8917	0.5582	3.0257	0.4257
<i>B1VM</i>	(0.0272)	(4.4809)	1.0256	10.2434	0.9043
<i>B2VM</i>	0.0020	0.1432	1.0031	4.2592	0.6091
<i>B3VM</i>	(0.0021)	(0.1399)	0.9869	4.0444	0.5827
<i>B4VM</i>	0.0288	1.8119	0.9986	3.8081	0.5511
<i>B5VM</i>	0.0150	1.3964	0.3213	1.8158	0.1727
<i>T1SP</i>	(0.0070)	(0.4485)	0.7638	2.9820	0.4178
<i>T2SP</i>	(0.0257)	(1.6480)	0.8765	3.4054	0.4907
<i>T3SP</i>	(0.0320)	(3.9832)	1.0858	8.1890	0.8573
<i>T4SP</i>	(0.0120)	(1.8971)	0.7581	7.2501	0.8242
<i>T5SP</i>	(0.0018)	(0.3142)	0.6509	6.9680	0.8121
<i>T1VM</i>	0.0070	0.4299	0.8753	3.2604	0.4668
<i>T2VM</i>	(0.0164)	(1.2341)	0.7301	3.3355	0.4793
<i>T3VM</i>	(0.0273)	(3.3414)	1.2066	8.9431	0.8777
<i>T4VM</i>	(0.0060)	(0.9683)	0.7677	7.4930	0.8337
<i>T5VM</i>	0.0153	3.1363	0.9770	12.1690	0.9304

Proxy de Mercado Ibovespa
Valores em negrito significantes a 5%
Fonte: Elaborado pelo autor.

ANEXO B

TESTES REGRESSÕES CAPM CONDICIONAL

Testes CAPM CONDICIONAL jul-1995 a jun 1996

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	0.5311	0.7668	0.5732	0.4490	0.9492	0.6221
M2SP	1.4163	0.4926	1.6348	0.2010	1.1835	0.5534
M3SP	5.5843	0.0613	0.0161	0.8991	0.3924	0.8219
M4SP	0.6440	0.7247	0.8451	0.3579	1.6218	0.4445
M5SP	0.2885	0.8657	0.3330	0.5639	1.7813	0.4104
M1VM	1.7287	0.4213	0.6526	0.4192	0.4231	0.8093
M2VM	0.8634	0.6494	2.1531	0.1423	0.8372	0.6580
M3VM	3.4674	0.1766	0.3893	0.5327	0.8525	0.6530
M4VM	6.1169	0.0470	4.9387	0.0263	0.5652	0.7538
M5VM	2.2609	0.3229	0.1290	0.7195	1.3311	0.5140
B1SP	0.9085	0.6349	0.8013	0.3707	0.5906	0.7443
B2SP	1.8213	0.4023	0.1206	0.7284	1.2337	0.5396
B3SP	1.4861	0.4757	0.0531	0.8177	1.2392	0.5382
B4SP	0.9684	0.6162	0.0871	0.7679	5.3879	0.0676
B5SP	2.2611	0.3229	0.6031	0.4374	0.1495	0.9280
B1VM	2.1119	0.3479	0.2981	0.5851	0.2927	0.8639
B2VM	1.1870	0.5524	4.6760	0.0306	1.1213	0.5708
B3VM	9.7650	0.0076	1.7676	0.1837	1.1059	0.5753
B4VM	5.4358	0.0660	0.0275	0.8684	0.2920	0.8642
B5VM	4.0663	0.1309	0.3950	0.5297	1.0888	0.5802
T1SP	2.6494	0.2659	0.0949	0.7580	0.2261	0.8931
T2SP	0.8356	0.6585	0.0741	0.7855	0.4316	0.8059
T3SP	2.9978	0.2234	0.1345	0.7138	0.9974	0.6073
T4SP	1.1553	0.5612	0.2139	0.6437	4.2338	0.1204
T5SP	4.5216	0.1043	0.2036	0.6519	0.0020	0.9990
T1VM	4.2998	0.1165	0.4314	0.5113	0.3939	0.8212
T2VM	0.9819	0.6120	0.3464	0.5561	0.5822	0.7475
T3VM	2.3357	0.3110	0.2447	0.6209	0.8819	0.6434
T4VM	0.8603	0.6504	0.7336	0.3917	4.5681	0.1019
T5VM	2.4511	0.2936	4.0210	0.0449	0.5884	0.7451

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-1996 a jun 1997

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	0.5966	0.7421	1.5432	0.2141	0.4463	0.8000
M2SP	3.6565	0.1607	0.3200	0.5716	0.5232	0.7698
M3SP	1.3226	0.5162	1.1018	0.2939	0.8189	0.6640
M4SP	8.6808	0.0130	0.6585	0.4171	0.1050	0.9488
M5SP	2.4061	0.3003	0.9959	0.3183	1.1418	0.5650
M1VM	1.5757	0.4548	0.7449	0.3881	2.3481	0.3091
M2VM	3.4083	0.1819	0.2206	0.6386	4.7675	0.0922
M3VM	3.1096	0.2112	0.1947	0.6590	0.6911	0.7078
M4VM	2.5479	0.2797	1.1900	0.2753	0.7713	0.6800
M5VM	9.4962	0.0087	2.0363	0.1536	0.7408	0.6904
B1SP	3.3120	0.1909	0.6733	0.4119	0.2144	0.8983
B2SP	3.3525	0.1871	6.3389	0.0118	0.4992	0.7791
B3SP	1.8337	0.3998	2.2537	0.1333	1.2647	0.5313
B4SP	4.8069	0.0904	0.2914	0.5893	1.3188	0.5172
B5SP	5.9339	0.0515	0.2175	0.6410	0.0762	0.9626
B1VM	2.9536	0.2284	0.6718	0.4124	0.0280	0.9861
B2VM	2.9758	0.2258	0.2261	0.6344	6.3253	0.0423
B3VM	2.1398	0.3430	0.0049	0.9444	0.9386	0.6254
B4VM	0.1568	0.9246	0.0127	0.9101	0.7208	0.6974
B5VM	2.4616	0.2921	0.2739	0.6007	0.4735	0.7892
T1SP	2.1292	0.3449	0.4307	0.5116	0.6085	0.7377
T2SP	2.2747	0.3207	1.4817	0.2235	3.2077	0.2011
T3SP	0.4738	0.7891	0.9877	0.3203	0.3972	0.8199
T4SP	6.2616	0.0437	0.7286	0.3934	0.9401	0.6250
T5SP	0.2093	0.9007	3.6249	0.0569	0.3840	0.8253
T1VM	0.6060	0.7386	0.0683	0.7939	0.5007	0.7785
T2VM	2.3515	0.3086	0.8496	0.3567	0.3534	0.8381
T3VM	0.5198	0.7711	0.5971	0.4397	0.3997	0.8189
T4VM	8.1983	0.0166	0.1981	0.6562	1.0759	0.5839
T5VM	0.3970	0.8200	0.1303	0.7182	0.7404	0.6906

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-1997 a jun 1998

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	1.3923	0.4985	1.5248	0.2169	0.3636	0.8338
M2SP	1.1862	0.5526	0.8692	0.3512	2.3441	0.3097
M3SP	3.2994	0.1921	0.0580	0.8097	2.2429	0.3258
M4SP	0.8435	0.6559	1.5894	0.2074	1.6762	0.4325
M5SP	2.9269	0.2314	0.7189	0.3965	0.5949	0.7427
M1VM	1.7105	0.4252	0.9001	0.3428	0.3626	0.8342
M2VM	1.2322	0.5401	0.0948	0.7581	2.8209	0.2440
M3VM	2.4233	0.2977	0.6294	0.4276	0.2835	0.8678
M4VM	0.9215	0.6308	0.9325	0.3342	0.3910	0.8224
M5VM	2.6698	0.2632	3.6625	0.0557	0.4474	0.7996
B1SP	1.6244	0.4439	0.3250	0.5686	1.9488	0.3774
B2SP	2.5018	0.2863	2.1352	0.1440	0.6917	0.7076
B3SP	0.9634	0.6177	2.2886	0.1303	1.4801	0.4771
B4SP	1.0182	0.6010	0.2200	0.6391	0.6292	0.7301
B5SP	1.6088	0.4474	2.9198	0.0875	0.2789	0.8698
B1VM	4.9455	0.0844	1.1356	0.2866	0.7776	0.6779
B2VM	4.4334	0.1090	0.5587	0.4548	1.1498	0.5628
B3VM	0.1483	0.9285	0.5879	0.4432	0.6554	0.7206
B4VM	1.5036	0.4715	4.4587	0.0347	0.5532	0.7584
B5VM	2.4625	0.2919	1.7827	0.1818	1.0980	0.5775
T1SP	1.2115	0.5457	1.6481	0.1992	0.9657	0.6170
T2SP	1.5435	0.4622	1.5290	0.2163	1.0319	0.5969
T3SP	1.3390	0.5120	1.7146	0.1904	0.4332	0.8053
T4SP	1.3115	0.5191	0.6011	0.4382	0.9005	0.6375
T5SP	2.0701	0.3552	0.0238	0.8775	0.1714	0.9179
T1VM	1.3362	0.5127	0.1225	0.7263	1.8338	0.3998
T2VM	1.9770	0.3721	0.7889	0.3744	0.5886	0.7450
T3VM	1.0768	0.5837	0.8788	0.3485	0.2458	0.8843
T4VM	0.7615	0.6834	0.0292	0.8644	1.0925	0.5791
T5VM	2.2444	0.3256	0.1584	0.6907	0.6192	0.7338

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-1998 a jun 1999

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
<i>M1SP</i>	1.5767	0.4546	0.2620	0.6088	0.6962	0.7060
<i>M2SP</i>	3.4496	0.1782	0.1757	0.6751	1.3714	0.5037
<i>M3SP</i>	1.5506	0.4606	0.6886	0.4066	0.3187	0.8527
<i>M4SP</i>	2.1540	0.3406	0.1574	0.6915	22.4107	0.0000
<i>M5SP</i>	4.3438	0.1140	2.4728	0.1158	0.3826	0.8259
<i>M1VM</i>	3.3648	0.1859	0.5113	0.4746	0.8850	0.6424
<i>M2VM</i>	2.4122	0.2994	1.6402	0.2003	0.4536	0.7971
<i>M3VM</i>	5.3674	0.0683	0.4782	0.4892	0.6250	0.7316
<i>M4VM</i>	3.8852	0.1433	0.0174	0.8951	1.2570	0.5334
<i>M5VM</i>	1.0021	0.6059	0.4319	0.5111	0.3625	0.8342
<i>B1SP</i>	3.4241	0.1805	0.2378	0.6258	0.4555	0.7963
<i>B2SP</i>	1.6058	0.4480	0.9147	0.3389	0.8151	0.6653
<i>B3SP</i>	0.7712	0.6800	0.0050	0.9434	0.3112	0.8559
<i>B4SP</i>	1.0566	0.5896	1.7500	0.1859	0.2124	0.8993
<i>B5SP</i>	1.9603	0.3753	0.4259	0.5140	18.4085	0.0001
<i>B1VM</i>	0.7392	0.6910	1.0502	0.3055	0.9203	0.6312
<i>B2VM</i>	8.7509	0.0126	1.0544	0.3045	0.1706	0.9182
<i>B3VM</i>	2.0732	0.3547	0.0439	0.8341	5.8343	0.0541
<i>B4VM</i>	2.5197	0.2837	0.1982	0.6562	0.0976	0.9524
<i>B5VM</i>	0.6609	0.7186	0.1530	0.6957	8.6520	0.0132
<i>T1SP</i>	2.2922	0.3179	0.6913	0.4057	14.8663	0.0006
<i>T2SP</i>	1.4048	0.4954	0.5954	0.4403	1.0159	0.6017
<i>T3SP</i>	5.3406	0.0692	5.2500	0.0219	1.2576	0.5332
<i>T4SP</i>	3.2596	0.1960	1.1775	0.2779	0.5901	0.7445
<i>T5SP</i>	1.8325	0.4000	0.1785	0.6727	0.0516	0.9745
<i>T1VM</i>	1.9939	0.3690	0.5348	0.4646	23.8895	0.0000
<i>T2VM</i>	2.3756	0.3049	0.5235	0.4693	0.5702	0.7519
<i>T3VM</i>	2.7952	0.2472	5.3171	0.0211	1.3131	0.5186
<i>T4VM</i>	2.1515	0.3410	0.8333	0.3613	0.4864	0.7841
<i>T5VM</i>	6.8380	0.0327	0.2881	0.5914	0.6981	0.7054

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-1999 a jun 2000

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	1.0965	0.5780	0.0381	0.8453	1.6293	0.4428
M2SP	0.4422	0.8016	0.6641	0.4151	2.8180	0.2444
M3SP	2.3083	0.3153	0.1473	0.7012	0.4794	0.7869
M4SP	0.0901	0.9559	0.3272	0.5673	1.0586	0.5890
M5SP	2.3860	0.3033	0.8867	0.3464	0.5971	0.7419
M1VM	0.9070	0.6354	7.8862	0.0050	23.6313	0.0000
M2VM	1.7307	0.4209	0.6558	0.4180	0.0619	0.9695
M3VM	3.9331	0.1399	0.8632	0.3528	1.4322	0.4886
M4VM	1.1546	0.5614	0.0072	0.9326	0.6374	0.7271
M5VM	1.0324	0.5968	1.7838	0.1817	1.0769	0.5837
B1SP	9.6215	0.0081	0.0825	0.7739	1.1117	0.5736
B2SP	1.9374	0.3796	0.6637	0.4152	0.9191	0.6316
B3SP	5.9509	0.0510	0.2147	0.6431	1.0937	0.5788
B4SP	2.1964	0.3335	1.6357	0.2009	0.5984	0.7414
B5SP	1.6114	0.4468	0.5644	0.4525	0.8333	0.6592
B1VM	9.9720	0.0068	0.2566	0.6125	0.9790	0.6129
B2VM	0.0920	0.9550	0.2385	0.6253	1.0615	0.5881
B3VM	1.8377	0.3990	0.0422	0.8372	2.3278	0.3123
B4VM	3.0817	0.2142	0.6609	0.4162	1.0149	0.6020
B5VM	1.0193	0.6007	1.7551	0.1852	0.8858	0.6422
T1SP	3.9881	0.1361	0.0323	0.8574	0.7958	0.6717
T2SP	3.8939	0.1427	0.4663	0.4947	1.9133	0.3842
T3SP	0.5571	0.7569	2.0167	0.1556	0.7143	0.6997
T4SP	1.0591	0.5889	0.4563	0.4994	1.3012	0.5217
T5SP	1.7103	0.4252	0.0718	0.7887	0.2326	0.8902
T1VM	2.7277	0.2557	0.2752	0.5999	8.0134	0.0182
T2VM	2.2649	0.3222	0.3364	0.5619	1.5463	0.4616
T3VM	5.3267	0.0697	1.1497	0.2836	1.1253	0.5697
T4VM	7.8277	0.0200	0.0134	0.9079	1.4330	0.4884
T5VM	0.3936	0.8214	2.0425	0.1530	0.1133	0.9449

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2000 a jun 2001

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
<i>M1SP</i>	1.0275	0.5982	0.7364	0.3908	0.7779	0.6778
<i>M2SP</i>	6.1690	0.0458	0.0151	0.9021	1.1288	0.5687
<i>M3SP</i>	2.9396	0.2300	0.1284	0.7201	0.4795	0.7868
<i>M4SP</i>	1.4973	0.4730	3.2737	0.0704	1.2889	0.5250
<i>M5SP</i>	3.7849	0.1507	3.1320	0.0768	0.3798	0.8270
<i>M1VM</i>	9.9416	0.0069	1.0542	0.3046	0.2955	0.8626
<i>M2VM</i>	0.7110	0.7008	0.0561	0.8127	0.6203	0.7333
<i>M3VM</i>	5.8809	0.0528	5.6589	0.0174	1.7077	0.4258
<i>M4VM</i>	6.8267	0.0329	2.0326	0.1540	1.7906	0.4085
<i>M5VM</i>	3.2628	0.1957	0.6325	0.4264	0.8826	0.6432
<i>B1SP</i>	3.2000	0.2019	1.1344	0.2868	0.5194	0.7713
<i>B2SP</i>	2.7312	0.2552	1.4054	0.2358	0.6936	0.7070
<i>B3SP</i>	3.0133	0.2217	0.4242	0.5149	0.5761	0.7497
<i>B4SP</i>	4.6469	0.0979	1.6031	0.2055	0.0358	0.9823
<i>B5SP</i>	5.6545	0.0592	0.0403	0.8408	0.9153	0.6328
<i>B1VM</i>	3.7610	0.1525	3.5437	0.0598	0.2837	0.8677
<i>B2VM</i>	1.7448	0.4180	3.4281	0.0641	0.7683	0.6810
<i>B3VM</i>	3.6420	0.1619	4.2955	0.0382	4.4078	0.1104
<i>B4VM</i>	3.9945	0.1357	0.1631	0.6863	0.9815	0.6122
<i>B5VM</i>	5.1391	0.0766	0.6952	0.4044	0.8685	0.6477
<i>T1SP</i>	6.5396	0.0380	0.0851	0.7705	1.2718	0.5295
<i>T2SP</i>	2.3568	0.3078	2.8823	0.0896	0.5945	0.7429
<i>T3SP</i>	6.7339	0.0345	2.9443	0.0862	0.7946	0.6721
<i>T4SP</i>	2.7511	0.2527	1.6122	0.2042	0.1722	0.9175
<i>T5SP</i>	1.0613	0.5882	0.7686	0.3807	0.4692	0.7909
<i>T1VM</i>	0.0341	0.9831	1.2662	0.2605	1.1262	0.5695
<i>T2VM</i>	1.6342	0.4417	2.3603	0.1245	0.4749	0.7886
<i>T3VM</i>	4.8222	0.0897	0.7313	0.3925	0.5011	0.7784
<i>T4VM</i>	3.6450	0.1616	1.8616	0.1724	0.2259	0.8932
<i>T5VM</i>	2.3509	0.3087	6.1327	0.0133	0.7356	0.6923

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2001 a jun 2002

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
<i>M1SP</i>	0.8878	0.6415	4.4580	0.0347	1.2066	0.5470
<i>M2SP</i>	0.0472	0.9767	3.7715	0.0521	1.2840	0.5262
<i>M3SP</i>	0.1836	0.9123	2.5270	0.1119	1.3617	0.5062
<i>M4SP</i>	1.5520	0.4602	2.1817	0.1397	1.4089	0.4944
<i>M5SP</i>	0.0363	0.9820	3.4057	0.0650	0.1469	0.9292
<i>M1VM</i>	5.2028	0.0742	0.2205	0.6387	0.9584	0.6193
<i>M2VM</i>	1.1750	0.5557	3.7103	0.0541	0.6188	0.7339
<i>M3VM</i>	0.9659	0.6170	1.5138	0.2186	0.9004	0.6375
<i>M4VM</i>	3.9332	0.1399	3.7647	0.0523	0.7637	0.6826
<i>M5VM</i>	1.4949	0.4736	5.3170	0.0211	0.0176	0.9913
<i>B1SP</i>	8.0390	0.0180	2.7389	0.0979	0.6373	0.7271
<i>B2SP</i>	2.8102	0.2453	6.2505	0.0124	1.3178	0.5174
<i>B3SP</i>	1.0696	0.5858	3.5673	0.0589	0.2653	0.8758
<i>B4SP</i>	1.0342	0.5963	0.4803	0.4883	0.0571	0.9719
<i>B5SP</i>	0.1795	0.9141	1.9748	0.1599	0.7686	0.6809
<i>B1VM</i>	4.0570	0.1315	0.0078	0.9294	0.8530	0.6528
<i>B2VM</i>	1.1904	0.5515	0.2045	0.6511	0.0864	0.9577
<i>B3VM</i>	1.7662	0.4135	0.0344	0.8528	0.9622	0.6181
<i>B4VM</i>	2.9428	0.2296	0.2733	0.6011	0.9547	0.6204
<i>B5VM</i>	0.8023	0.6695	0.0030	0.9563	0.5810	0.7479
<i>T1SP</i>	0.4673	0.7916	0.8267	0.3632	0.5104	0.7747
<i>T2SP</i>	0.7942	0.6723	0.0130	0.9091	0.0975	0.9524
<i>T3SP</i>	0.3296	0.8481	4.5689	0.0326	0.5467	0.7608
<i>T4SP</i>	0.6080	0.7378	4.8120	0.0283	0.4366	0.8039
<i>T5SP</i>	3.3756	0.1849	5.2366	0.0221	1.1541	0.5615
<i>T1VM</i>	1.2891	0.5249	0.8547	0.3552	1.0130	0.6026
<i>T2VM</i>	3.0330	0.2195	0.3239	0.5693	0.5988	0.7413
<i>T3VM</i>	1.0612	0.5883	4.0473	0.0442	0.7955	0.6718
<i>T4VM</i>	1.2307	0.5405	4.1039	0.0428	0.8655	0.6487
<i>T5VM</i>	3.0349	0.2193	0.0090	0.9244	1.4165	0.4925

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2002 a jun 2003

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	1.2682	0.5304	0.8862	0.3465	0.8656	0.6487
M2SP	1.1232	0.5703	0.2263	0.6343	0.6949	0.7065
M3SP	1.2973	0.5228	0.0643	0.7998	1.5977	0.4498
M4SP	1.2310	0.5404	5.3425	0.0208	0.4679	0.7914
M5SP	1.9561	0.3760	0.5850	0.4444	2.4279	0.2970
M1VM	1.3790	0.5018	0.9996	0.3174	1.5208	0.4675
M2VM	1.5000	0.4724	1.3793	0.2402	3.8079	0.1490
M3VM	0.5578	0.7566	1.9866	0.1587	0.7161	0.6990
M4VM	7.0647	0.0292	0.0614	0.8043	0.7693	0.6807
M5VM	6.8311	0.0329	0.1035	0.7477	2.0355	0.3614
B1SP	1.1027	0.5762	0.4474	0.5036	0.1197	0.9419
B2SP	1.5360	0.4640	0.0239	0.8770	0.0202	0.9900
B3SP	3.8305	0.1473	0.3000	0.5839	0.7519	0.6866
B4SP	2.1780	0.3366	0.7995	0.3712	0.1672	0.9198
B5SP	0.6708	0.7151	0.2219	0.6376	0.7660	0.6818
B1VM	9.3763	0.0092	0.9294	0.3350	2.4252	0.2974
B2VM	5.9090	0.0521	1.4978	0.2210	0.5394	0.7636
B3VM	0.5988	0.7413	0.1972	0.6570	0.9342	0.6268
B4VM	2.5170	0.2841	2.6185	0.1056	0.9805	0.6125
B5VM	0.8209	0.6634	0.8857	0.3466	1.0487	0.5920
T1SP	1.4263	0.4901	0.7444	0.3883	0.4022	0.8178
T2SP	1.9094	0.3849	0.6745	0.4115	1.0752	0.5841
T3SP	8.0857	0.0175	0.4465	0.5040	0.4914	0.7822
T4SP	1.2114	0.5457	2.2457	0.1340	1.1930	0.5507
T5SP	6.7468	0.0343	0.5992	0.4389	1.0593	0.5888
T1VM	0.0621	0.9694	0.8603	0.3537	0.4540	0.7969
T2VM	2.0488	0.3590	2.6710	0.1022	0.6403	0.7260
T3VM	6.9967	0.0302	0.5710	0.4499	0.7851	0.6753
T4VM	1.9304	0.3809	2.0626	0.1510	0.2640	0.8763
T5VM	8.7777	0.0124	0.3574	0.5499	4.1820	0.1236

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2003 a jun 2004

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	0.9015	0.6372	0.0395	0.8425	4.3652	0.1127
M2SP	0.8343	0.6589	2.9023	0.0885	9.5153	0.0086
M3SP	0.2965	0.8622	0.0557	0.8135	1.3730	0.5033
M4SP	3.8539	0.1456	2.0130	0.1560	0.6736	0.7141
M5SP	3.7103	0.1564	1.3094	0.2525	0.6988	0.7051
M1VM	0.8643	0.6491	0.2562	0.6128	0.3087	0.8570
M2VM	1.7613	0.4145	2.1499	0.1426	1.7703	0.4126
M3VM	2.1611	0.3394	1.8413	0.1748	0.8901	0.6408
M4VM	2.5003	0.2865	4.7362	0.0295	1.1520	0.5621
M5VM	4.1642	0.1247	0.0211	0.8844	1.5897	0.4516
B1SP	1.8288	0.4007	1.6900	0.1936	2.2105	0.3311
B2SP	2.5495	0.2795	0.1941	0.6595	1.1934	0.5506
B3SP	3.6154	0.1640	0.5190	0.4713	1.2766	0.5282
B4SP	2.5154	0.2843	1.2899	0.2561	0.0902	0.9559
B5SP	0.5647	0.7540	0.4963	0.4811	11.0165	0.0041
B1VM	0.6538	0.7211	0.2206	0.6386	1.2937	0.5237
B2VM	1.5567	0.4592	0.4386	0.5078	0.4154	0.8125
B3VM	0.5031	0.7776	0.6339	0.4259	0.6275	0.7307
B4VM	2.1032	0.3494	0.3205	0.5713	0.5233	0.7698
B5VM	0.8875	0.6416	0.2982	0.5850	0.2168	0.8973
T1SP	0.7375	0.6916	1.2089	0.2715	18.8825	0.0001
T2SP	0.8707	0.6470	0.3362	0.5620	0.4328	0.8054
T3SP	0.5513	0.7591	1.6336	0.2012	1.3284	0.5147
T4SP	3.2009	0.2018	1.1030	0.2936	0.6573	0.7199
T5SP	0.5177	0.7719	0.5045	0.4775	0.9246	0.6298
T1VM	2.0566	0.3576	2.8544	0.0911	0.8140	0.6656
T2VM	0.9456	0.6232	0.2261	0.6344	0.5201	0.7710
T3VM	0.7824	0.6762	2.6385	0.1043	0.9744	0.6143
T4VM	3.4890	0.1747	0.4760	0.4902	0.5853	0.7463
T5VM	0.9391	0.6253	0.0246	0.8754	0.6071	0.7382

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2004 a jun 2005

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
<i>M1SP</i>	0.6564	0.7202	2.3076	0.1287	0.9215	0.6308
<i>M2SP</i>	1.5525	0.4601	1.3854	0.2392	0.3141	0.8547
<i>M3SP</i>	2.1588	0.3398	0.3603	0.5484	1.7760	0.4115
<i>M4SP</i>	1.2961	0.5231	0.0495	0.8240	1.5504	0.4606
<i>M5SP</i>	2.2591	0.3232	1.6535	0.1985	0.8290	0.6607
<i>M1VM</i>	10.0902	0.0064	1.4254	0.2325	0.4252	0.8085
<i>M2VM</i>	0.1462	0.9295	0.1105	0.7396	0.4722	0.7897
<i>M3VM</i>	0.9586	0.6192	1.4766	0.2243	2.9582	0.2278
<i>M4VM</i>	0.5643	0.7542	0.1044	0.7466	2.1162	0.3471
<i>M5VM</i>	0.4882	0.7834	0.0517	0.8202	0.6116	0.7365
<i>B1SP</i>	7.5002	0.0235	1.4504	0.2285	0.9514	0.6215
<i>B2SP</i>	1.0360	0.5957	1.7433	0.1867	0.5073	0.7760
<i>B3SP</i>	1.0986	0.5773	1.8160	0.1778	4.9646	0.0836
<i>B4SP</i>	1.8119	0.4042	1.4321	0.2314	0.9001	0.6376
<i>B5SP</i>	0.3155	0.8541	0.2978	0.5853	1.4014	0.4963
<i>B1VM</i>	0.5097	0.7750	0.2249	0.6353	0.4995	0.7790
<i>B2VM</i>	1.0106	0.6033	0.5666	0.4516	0.0408	0.9798
<i>B3VM</i>	2.5337	0.2817	0.0142	0.9050	0.9625	0.6180
<i>B4VM</i>	1.0430	0.5936	1.3780	0.2404	0.4695	0.7908
<i>B5VM</i>	1.0811	0.5824	0.0891	0.7653	2.1157	0.3472
<i>T1SP</i>	0.7216	0.6971	0.6320	0.4266	1.0879	0.5805
<i>T2SP</i>	0.8480	0.6544	2.7582	0.0968	1.1207	0.5710
<i>T3SP</i>	1.5489	0.4610	1.6089	0.2046	2.0814	0.3532
<i>T4SP</i>	3.4362	0.1794	1.0701	0.3009	0.0456	0.9774
<i>T5SP</i>	7.0546	0.0294	0.1768	0.6741	0.7775	0.6779
<i>T1VM</i>	1.3761	0.5026	0.0803	0.7769	0.9985	0.6070
<i>T2VM</i>	0.3973	0.8198	2.5309	0.1116	3.0312	0.2197
<i>T3VM</i>	2.4181	0.2985	0.8838	0.3472	1.5989	0.4496
<i>T4VM</i>	1.6709	0.4337	0.9252	0.3361	0.1005	0.9510
<i>T5VM</i>	0.2790	0.8698	0.1356	0.7126	0.1205	0.9415

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2005 a jun 2006

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	5.0639	0.0795	0.2145	0.6432	0.3980	0.8195
M2SP	4.6983	0.0954	3.9300	0.0474	0.3496	0.8396
M3SP	3.4043	0.1823	3.3845	0.0658	0.8960	0.6389
M4SP	5.6932	0.0580	0.4165	0.5187	0.6644	0.7173
M5SP	3.9781	0.1368	0.7535	0.3854	0.8252	0.6619
M1VM	2.3351	0.3111	2.3135	0.1283	0.4073	0.8158
M2VM	2.1985	0.3331	1.6017	0.2057	0.4439	0.8009
M3VM	2.0773	0.3539	6.8025	0.0091	1.0678	0.5863
M4VM	1.0057	0.6048	5.2286	0.0222	0.6576	0.7198
M5VM	0.1744	0.9165	1.4597	0.2270	0.7641	0.6825
B1SP	1.8556	0.3954	4.8347	0.0279	0.2455	0.8845
B2SP	3.7993	0.1496	1.9103	0.1669	0.7092	0.7015
B3SP	3.8023	0.1494	0.7116	0.3989	0.8099	0.6670
B4SP	2.0588	0.3572	0.7201	0.3961	0.4526	0.7975
B5SP	2.4110	0.2995	6.7427	0.0094	0.2070	0.9017
B1VM	0.8054	0.6685	2.7942	0.0946	0.6869	0.7093
B2VM	0.3365	0.8452	1.2113	0.2711	1.0185	0.6009
B3VM	1.7244	0.4222	0.7255	0.3944	0.6403	0.7260
B4VM	1.5495	0.4608	3.8696	0.0492	0.5072	0.7760
B5VM	8.0544	0.0178	0.1405	0.7078	0.8259	0.6617
T1SP	1.1161	0.5723	3.7820	0.0518	1.7741	0.4119
T2SP	1.3719	0.5036	0.7256	0.3943	0.7356	0.6923
T3SP	0.4242	0.8089	3.1109	0.0778	0.6601	0.7189
T4SP	3.3769	0.1848	0.0173	0.8954	0.7908	0.6734
T5SP	1.2863	0.5256	7.2250	0.0072	0.3361	0.8453
T1VM	1.2831	0.5265	3.8410	0.0500	2.6596	0.2645
T2VM	3.1725	0.2047	1.5349	0.2154	0.4922	0.7819
T3VM	0.6509	0.7222	1.2607	0.2615	0.2915	0.8644
T4VM	3.7460	0.1537	0.9135	0.3392	0.4233	0.8092
T5VM	1.5745	0.4551	0.7426	0.3888	0.9478	0.6226

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2006 a jun 2007

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
<i>M1SP</i>	1.7339	0.4202	0.1771	0.6739	0.7924	0.6729
<i>M2SP</i>	4.7686	0.0922	1.0984	0.2946	1.1205	0.5711
<i>M3SP</i>	0.2390	0.8873	0.3257	0.5682	0.3554	0.8372
<i>M4SP</i>	2.7299	0.2554	0.1419	0.7064	0.8832	0.6430
<i>M5SP</i>	0.9081	0.6350	0.7426	0.3888	1.0005	0.6064
<i>M1VM</i>	3.9003	0.1423	1.4553	0.2277	1.1452	0.5640
<i>M2VM</i>	1.5428	0.4624	0.0322	0.8576	1.2861	0.5257
<i>M3VM</i>	0.4806	0.7864	0.9841	0.3212	0.7168	0.6988
<i>M4VM</i>	1.9628	0.3748	1.1875	0.2758	1.1322	0.5677
<i>M5VM</i>	2.8819	0.2367	0.2947	0.5872	0.5118	0.7742
<i>B1SP</i>	3.3070	0.1914	1.6905	0.1935	0.4864	0.7841
<i>B2SP</i>	0.1479	0.9287	0.5798	0.4464	0.2985	0.8613
<i>B3SP</i>	2.6245	0.2692	0.3179	0.5729	1.2192	0.5436
<i>B4SP</i>	3.4274	0.1802	1.1333	0.2871	0.4742	0.7889
<i>B5SP</i>	0.4722	0.7897	0.2837	0.5943	0.5445	0.7617
<i>B1VM</i>	2.8417	0.2415	1.8534	0.1734	0.6872	0.7092
<i>B2VM</i>	0.6120	0.7364	0.7498	0.3865	1.4189	0.4919
<i>B3VM</i>	1.1724	0.5564	3.4744	0.0623	2.0997	0.3500
<i>B4VM</i>	2.4121	0.2994	0.1103	0.7398	0.7034	0.7035
<i>B5VM</i>	3.2649	0.1955	0.1299	0.7186	0.0227	0.9887
<i>T1SP</i>	4.1015	0.1286	1.4007	0.2366	0.3587	0.8358
<i>T2SP</i>	2.7198	0.2567	1.1531	0.2829	1.2688	0.5303
<i>T3SP</i>	2.6579	0.2648	0.7822	0.3765	0.8268	0.6614
<i>T4SP</i>	7.2904	0.0261	0.1586	0.6904	3.0935	0.2129
<i>T5SP</i>	5.9752	0.0504	1.0801	0.2987	2.5199	0.2837
<i>T1VM</i>	2.2773	0.3203	3.0164	0.0824	0.9189	0.6316
<i>T2VM</i>	0.4118	0.8139	0.3837	0.5356	0.5573	0.7568
<i>T3VM</i>	4.3442	0.1139	0.3583	0.5495	1.1962	0.5499
<i>T4VM</i>	6.2478	0.0440	0.4317	0.5112	2.4886	0.2881
<i>T5VM</i>	2.5432	0.2804	1.3647	0.2427	0.1263	0.9388

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Testes CAPM CONDICIONAL jul-2007 a jun 2008

Carteiras	Teste de White		Teste de Breusch-Pagan		Teste de Jarque-Bera	
	$\chi^2(2)$	Prob.	$\chi^2(1)$	Prob.	$\chi^2(2)$	Prob.
M1SP	2.4678	0.2912	0.1876	0.6649	5.8876	0.0527
M2SP	1.0749	0.5842	0.9097	0.3402	2.9822	0.2251
M3SP	2.0023	0.3675	2.6073	0.1064	0.8891	0.6411
M4SP	0.7840	0.6757	0.2115	0.6456	0.4124	0.8137
M5SP	2.2707	0.3213	0.2866	0.5924	1.5626	0.4578
M1VM	1.8175	0.4030	0.1341	0.7142	1.0117	0.6030
M2VM	2.3599	0.3073	0.0018	0.9663	1.0533	0.5906
M3VM	7.1918	0.0274	2.7168	0.0993	0.6822	0.7110
M4VM	2.0555	0.3578	1.4071	0.2355	10.7873	0.0045
M5VM	1.2404	0.5378	0.8503	0.3565	1.6268	0.4434
B1SP	1.4289	0.4895	0.0171	0.8959	1.2624	0.5320
B2SP	0.2582	0.8789	0.1316	0.7168	1.2465	0.5362
B3SP	1.4397	0.4868	0.6454	0.4218	2.0839	0.3528
B4SP	0.0482	0.9762	0.0275	0.8683	0.1671	0.9199
B5SP	1.0199	0.6005	0.7319	0.3923	0.2302	0.8913
B1VM	4.9558	0.0839	0.9092	0.3403	0.5697	0.7521
B2VM	3.5165	0.1723	0.0074	0.9313	1.3458	0.5102
B3VM	3.2179	0.2001	0.0892	0.7652	0.1170	0.9432
B4VM	1.3801	0.5015	0.0815	0.7753	1.6266	0.4434
B5VM	0.9281	0.6287	0.6520	0.4194	0.8286	0.6608
T1SP	1.8405	0.3984	0.0283	0.8664	1.9517	0.3769
T2SP	0.5832	0.7471	0.3660	0.5452	1.2290	0.5409
T3SP	2.1946	0.3338	0.6557	0.4181	0.3087	0.8570
T4SP	3.5943	0.1658	1.6753	0.1955	1.0401	0.5945
T5SP	3.2718	0.1948	0.0513	0.8208	0.7661	0.6818
T1VM	1.3081	0.5199	0.8742	0.3498	4.6155	0.0995
T2VM	0.1450	0.9301	0.5997	0.4387	1.2723	0.5293
T3VM	2.6026	0.2722	0.3401	0.5598	0.6646	0.7173
T4VM	3.7309	0.1548	0.6840	0.4082	0.4272	0.8077
T5VM	0.2343	0.8894	0.5160	0.4725	4.4750	0.1067

Proxy de mercado Ibovespa

Valores em negrito significantes a 5%

Fonte: Elaborado pelo autor.