



IBMEC SÃO PAULO
Faculdade de Economia e Administração

Vivian Yumi Yoshimoto Murakoshi

**FATORES COMUNS DE MERCADO, TAMANHO, VALOR E
DIFERENCIAIS DE JUROS NOS RETORNOS DAS AÇÕES DO
MERCADO BRASILEIRO**

São Paulo
2007

Vivian Yumi Yoshimoto Murakoshi

**Fatores comuns de mercado, tamanho, valor e diferenciais de
juros nos retornos de ações do mercado brasileiro**

Dissertação apresentada no Mestrado Profissionalizante em Macroeconomia e Finanças, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Macroeconomia e Finanças do IBMEC SÃO PAULO.

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Brito
IBMEC SÃO PAULO

**São Paulo
2007**

Murakoshi, Vivian Yumi Yoshimoto

Fatores comuns de mercado, tamanho, valor e diferenciais de juros nos retornos de ações do mercado brasileiro/ Vivian Yumi Yoshimoto

Murakoshi - São Paulo: IBMEC, 2007.

45 f.

Dissertação – IBMEC SÃO PAULO, Mestrado profissionalizante em Macroeconomia e Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Brito

1. Modelos de apreçamento de ativos
2. Mercado acionário brasileiro
3. Prêmio de risco

Vivian Yumi Yoshimoto Murakoshi

**Fatores comuns de mercado, tamanho, valor e diferenciais de juros
nos retornos de ações do mercado brasileiro**

Aprovado em Julho de 2007

Dissertação apresentada no Mestrado Profissionalizante em Macroeconomia e Finanças, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Macroeconomia e Finanças do Ibmecc São Paulo.

Campo de conhecimento:
Finanças

Orientador:
Prof. Dr. Ricardo Brito
IBMECC SÃO PAULO

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Brito
Orientador

Prof. Dr. Eurilton Araújo
Examinador

Prof. Dr. Nilton Cardoso
Examinador

Agradecimentos

Primeiramente, agradeço ao meu orientador, Ricardo Brito, pela ajuda na escolha do tema e na elaboração desta dissertação. Agradeço também ao professor Eutilton Araújo pelas discussões e sugestões importantes para o aprimoramento deste trabalho, além do apoio emocional e amizade. Ao professor Rogério Monteiro, pela ajuda na construção das carteiras aqui apresentadas. Ao professor Nilton Cardoso, obrigada por ter feito parte da banca examinadora e pelos valiosos comentários.

Agradeço aos colegas de turma, Juliana Laham e Marco Antônio Barros pelas inúmeras noites e dias de estudo – vocês me ajudaram como ninguém durante este curso. Aos outros colegas, pelo companheirismo e apoio contínuo, principalmente Fernanda Resende, Talita Donha, Ignácio Céspedes, Renata Monte Alto, Rodrigo Berber, Ricardo Bicudo, Bruno Castro, André Gonçalves e Salvatore.

Não poderia deixar de agradecer Luciano Sobral, do Santander Investment, pelas explicações do mercado de renda fixa e pela ajuda na busca de dados de mercado; bem como Eduardo Norman, da ANDIMA, pela contribuição na busca de dados e pela paciência.

Agradeço aos meus pais por sempre me apoiarem e mostrarem a importância dos estudos.

Obrigada a Stefan Lee, pela compreensão durante o período do mestrado, pela companhia e apoio, pela ajuda e sugestões ao trabalho.

Dedicatória

A meus pais

Resumo

Murakoshi, Vivian Yumi Yoshimoto. Fatores comuns de mercado, tamanho, valor e diferenciais de juros nos retornos das ações do mercado brasileiro. São Paulo, 2007. 45 p. Dissertação – Faculdade de Economia e Administração. IBMEC SÃO PAULO.

Este artigo busca entender a existência de influências sistemáticas nos retornos de ações brasileiras no período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. Mostra-se que a inclusão de fatores relacionados ao excesso de retorno da carteira de mercado, ao tamanho, ao valor da empresa, aos diferenciais de juros relacionados ao prêmio de risco de crédito e de prazo, em nível e variação, traz maior ganho na explicação da variação dos retornos das carteiras em relação ao CAPM. A evidência de prêmios não nulos associados aos fatores relacionados à carteira de mercado, ao valor e às inovações nos prêmios de risco de crédito e de prazo sugerem a utilização de um modelo multifatorial de apreçamento de ações para o mercado nacional.

Palavras-chave: modelos de apreçamento de ativos, mercado acionário brasileiro, prêmio de risco

Classificação do Código JEL: G12, E44

Abstract

Murakoshi, Vivian Yumi Yoshimoto. Common factors of market, value, size and interest differential in stock returns in Brazilian market. São Paulo, 2007. 45 p. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. IBMEC SÃO PAULO.

This article tests the existence of systematic influences on Brazilian stock returns from July 1996 to December 2005. It is found that the inclusion of factors related to market, value, size, credit and maturity spreads provides better explanation capacity of the stock returns variability than the CAPM. The premium related to market, to value and to innovation in credit risk and maturity spreads were not null and may suggest the use of a multi-factor asset pricing model in Brazil.

Key words: asset pricing models, Brazilian stock market, risk premium

JEL Code Classification: G12, E44

Sumário

1	Introdução	8
2	Revisão bibliográfica	11
3	Base de dados e metodologia.....	16
3.1	Amostra.....	16
3.2	O fator RF e fator RM.....	16
3.3	Os fatores SMB e HML	17
3.4	Os fatores TERM e DEF, VTERM e VDEF.....	18
3.5	As carteiras utilizadas como variáveis dependentes	20
3.6	Análise dos dados	22
4	Resultados	26
4.1	O prêmio de risco de mercado e os fatores SMB e HML.....	26
4.2	O modelo de cinco fatores de Fama e French (1993)	30
4.3	Modelo alternativo com a variação dos diferenciais de juros.....	32
4.4	Regressões Fama-MacBeth.....	35
5	Considerações finais	38
	Referências bibliográficas.....	40

Lista de Gráficos e Tabelas

Gráfico 1	- Os diferenciais de prêmio de risco de crédito e de juros.....	20
Tabela 1	- Resumo das estatísticas das 16 carteiras.....	22
Tabela 2	- Resumo das estatísticas dos fatores	24
Tabela 3	- O modelo de apreçamento de ativos CAPM.....	27
Tabela 4	- O modelo de três fatores de Fama e French (1993).....	28
Tabela 5	- O modelo de cinco fatores de Fama e French (1993).....	30
Tabela 6	- Modelo de cinco fatores com variações dos prêmios de risco de crédito e de prazo.....	33
Tabela 7	- As regressões de Fama Macbeth (1973).....	36

1 Introdução

Desde o conceito de média-variância de Markowitz (1952), o modelo de apreçamento CAPM (Capital Asset Pricing Model), de Sharpe (1964) e Lintner (1965), e o APT de Ross (1976), a busca de fatores comuns de risco nos retornos dos ativos tem sido incessante. Interessa tanto ao mercado voltado à gestão de investimentos, em busca do melhor instrumento para gerenciamento de carteiras de ativos, quanto àqueles que acompanham a literatura da moderna teoria de finanças.

Atualmente, o CAPM é um dos modelos mais utilizado no apreçamento de ativos. Sucintamente, em um estado de equilíbrio, relaciona o retorno esperado de um ativo a seu risco não diversificável, conhecido por beta. Os profissionais de mercado continuam a medir o risco de um ativo em termos deste fator e foram diversas as tentativas em testar a suficiência do mesmo na captura de todo risco sistemático ou a existência de outras medidas de risco importantes na formação de preços das ações. Dentre elas, o índice preço/lucro [Basu (1983)], alavancagem [Bhandari (1988)] e tamanho da firma [Banz (1981)].

O modelo de três fatores de Fama e French (1992, 1993) tornou-se um *benchmark* na literatura sobre apreçamento de ações ao mostrar que, para o período de 1941 a 1990, os fatores SMB (*small minus big*), relacionado ao tamanho da empresa e o HML (*high minus low*), relacionado ao índice valor patrimonial/ valor de mercado (*book-to-market equity*), somados ao fator de mercado, podem explicar o retorno esperado das ações norte-americanas, absorvendo, inclusive, os papéis do índice preço/lucro e alavancagem.

Crítica comum aos efeitos de tamanho e valor da empresa é a falta de interpretação econômica dos fatores SMB e HML, compostos por retornos de carteiras formadas com as mesmas características, tamanho e valor, sem ligação econômica evidente ao risco sistemático. Neste contexto, Hahn e Lee (2006), utilizam variáveis macroeconômicas ligadas à variação dos ciclos econômicos como alternativa aos fatores de Fama e French (1992,1993). Concluem que mudanças no prêmio de risco de crédito (*default spread*) e de prazo (*term spread*) capturam as variações nos

retornos dos ativos nas mesmas dimensões que os fatores SMB e HML, respectivamente, e sugerem que os prêmios por tamanho e valor são compensações para maior exposição a risco, relacionados às mudanças nas condições de crédito e de taxa de juros.

No Brasil, a literatura sobre o tema é variada. Schor, Bonomo e Valls (2002) utilizam o modelo APT com variáveis macroeconômicas como fatores de risco para o período de 1987 a 1997, porém, as estatísticas relacionadas aos prêmios de risco dos fatores não são significativas. No entanto, os autores entendem que há ganho na explicação dos retornos dos ativos com a utilização do APT como alternativa ao CAPM. Costa Jr e Neves (2000) testam três variáveis fundamentalistas: valor de mercado, índice preço/ lucro e índice valor patrimonial/ preço para o período de 1987 a 1996. Evidenciam influência destas variáveis no apereamento das ações, com relação negativa em relação às variáveis preço/lucro e valor de mercado; enquanto identificam relação positiva com o índice valor patrimonial/preço. Mesmo com a influência das três variáveis, o beta relacionado ao mercado é o de maior destaque na explicação dos retornos das ações. Cardoso (2006a) testa o CAPM e o modelo de 3 fatores de Fama e French (1992, 1993) nos mercados Ibovespa, Nível 1, 2 e o Novo Mercado e uma carteira com ações da Bovespa, de 2000 a 2006. Os resultados indicam que o modelo de três fatores não pode ser rejeitado como um modelo adequado de apereamento de ativos no mercado brasileiro.

No presente estudo, são analisadas ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo no período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. Para buscar entender influências sistemáticas como fontes de risco no mercado acionário brasileiro, este estudo envolve análise de regressões de excessos de retornos mensais de 16 carteiras, construídas a partir de grupos classificados em tamanho e valor patrimonial/ valor de mercado, contra:

- (i) o fator de mercado, para analisar se o CAPM é um modelo adequado ao mercado brasileiro;
- (ii) o fator de mercado e os fatores relacionados a tamanho (SMB) e ao valor da empresa (HML), para avaliar o modelo proposto por Fama e French (1992,1993);

- (iii) os fatores relacionados ao mercado, ao tamanho, ao valor da empresa e ao risco de crédito (*default spread*) e prazo, (*term spread*), em nível, para replicar o modelo de cinco fatores de Fama e French (1993);
- (iv) os fatores relacionados ao mercado, ao tamanho, ao valor da empresa e às inovações relacionadas ao risco de crédito e ao prazo – os dois últimos são os mesmos fatores macroeconômicos utilizados por Hahn e Lee (2006).

A estimação dos prêmios de risco foi realizada com a metodologia em dois estágios proposta por Fama Macbeth (1973).

Os resultados obtidos contradizem o modelo CAPM, já que, além do prêmio de risco de mercado, a inclusão de outros fatores de risco traz ganhos na explicação dos retornos das carteiras analisadas. O modelo de três fatores proposto por Fama e French (1992,1993) traz ganho explicativo em relação ao CAPM, porém o modelo de cinco fatores em que são utilizadas as inovações nos prêmios de risco de crédito e prazo apresenta a melhor explicação para a variação dos excessos de retornos das ações. Os prêmios de risco não nulos são relacionados aos fatores de carteira de mercado, valor, variação do prêmio de risco de crédito e variação do prêmio de prazo. O prêmio de risco associado ao fator tamanho não é significativo. O resultado sugere a utilização de um modelo multifatorial de apreçamento de ações.

O presente estudo é dividido em cinco partes, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta revisão bibliográfica sobre o tema, na qual são explorados os estudos e literatura acadêmica. Na terceira parte, é detalhada a formação das carteiras e dos fatores, componentes da base de dados para este estudo e a metodologia utilizada. Em seguida, a seção 4 mostra os resultados e evidências encontradas neste estudo. A última seção contém as considerações finais para o mercado brasileiro e sugestões de estudos futuros.

2 Revisão bibliográfica

A proposição do modelo de otimização de carteira através do conceito média-variância de Markowitz (1952) é um grande marco para a teoria moderna de finanças. Estabelece, através de uma abordagem quantitativa, a existência de uma fronteira eficiente, formada por um conjunto de carteiras, que fornece maior retorno para um dado nível de risco ou o menor risco para determinada taxa de retorno esperado.

Sharpe (1964) e Lintner (1965) introduzem, com base em uma relação de equilíbrio de mercado entre retorno esperado e risco, o modelo de apreçamento de ativos CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). As principais hipóteses do modelo são: (i) investidores individuais agem como tomadores de preço e escolhem carteiras com base no critério média-variância, (ii) o horizonte de investimento é de um período, (iii) não existem impostos ou custos de transação, (iv) expectativas são homogêneas, portanto, o conjunto de oportunidades é o mesmo para todos investidores, (v) existe um ativo livre de risco, negociado em qualquer quantidade, por qualquer investidor. Como resultado, o CAPM determina que o único fator que afeta o retorno esperado dos ativos é relacionado ao seu risco sistemático, capturado pelo beta do ativo, já que o risco não-sistemático pode ser minimizado com a diversificação da carteira. Assim, o risco não é medido pelo desvio-padrão, mas pelo beta, que mede a contribuição do ativo para o risco total de uma determinada carteira diversificada. Além disso, a carteira de mercado é eficiente e pressupõe a inclusão de todos os ativos da economia, cuja proporção deve corresponder a seu valor relativo na economia.

As críticas em relação ao CAPM são originadas a partir de sua base teórica e da dificuldade de comprovação empírica do modelo. Diversos estudos mostram que (i) a carteira de mercado teórica não é perfeitamente sintetizada no índice da Bolsa ou que (ii) é necessário mais de um fator para capturar todo risco sistemático. Segundo Fama (2004), o modelo CAPM é robusto e intuitivo, mas demonstrou fraca capacidade de previsão da relação entre risco e retorno em um grande número de testes empíricos. Os resultados dos testes podem refletir problemas teóricos, devido ao grande número de premissas simplistas do modelo. Alternativamente, também podem refletir dificuldades em se implementar testes válidos para o mesmo, como por exemplo, uma

carteira de mercado que contemple não só ativos financeiros, mas também bens de consumo duráveis, imóveis e capital humano.

Como alternativa ao CAPM, o modelo APT (*Arbitrage Pricing Theory*) de Ross (1976) prevê a possibilidade da existência de diversos fatores capazes de incorporar fontes diferentes de risco da economia. A partir da inexistência de oportunidades de arbitragem, leva a uma relação linear entre o retorno esperado e os prêmios de risco associados aos fatores. O modelo não determina quantos ou quais fatores devem ser utilizados, apenas indica que devem ser do âmbito setorial ou macroeconômico, não passíveis de eliminação com a diversificação de ativos. Há diversos estudos empíricos acerca do APT que envolvem diferentes abordagens na determinação de variáveis utilizadas como fatores na estimação do modelo: (i) variáveis relacionadas aos atributos específicos de cada ativo; (ii) carteiras de ativos suficientemente diversificados que representem os riscos sistemáticos do mercado acionário e (iii) variáveis que explicitem as influências sobre o processo gerador dos retornos dos ativos, geralmente macroeconômicas, que têm como objetivo relacionar as fontes de risco sistemático da economia.

Os estudos de Fama e MacBeth (1973) representam grande contribuição para teste do APT. O procedimento para estimação dos prêmios de risco é feito em duas etapas, no qual primeiramente, são estimados os betas ou coeficientes de sensibilidade dos ativos para os fatores utilizados e, em seguida, são estimados os prêmios de risco de cada fator. A validade empírica do modelo implica prêmios não nulos.

Chen, Roll e Ross (1986), introduzem análise do modelo APT de variáveis macroeconômicas como influências sistemáticas no retorno de ações da NYSE (*New York Stock Exchange*) para o período de 1953 a 1983. Mostram que as variáveis com maior poder de explicação são relacionados ao fator de produção industrial, ao fator risco de crédito e ao fator de estrutura a termo da taxa de juros. Por outro lado, os fatores que refletem a inflação esperada e inesperada não são significantes. A metodologia utilizada foi a de estimação em dois estágios proposta por Fama e Macbeth (1973).

No Brasil, Schor, Bonomo e Valls (2002) testam variáveis macroeconômicas como fatores de risco comuns na variância dos retornos de carteiras de ações para o período

de 1987 a 1997. As variáveis utilizadas buscam replicar o estudo de Chen, Roll e Ross (1986), com adaptações ao mercado nacional. São elas: produção industrial, inflação inesperada, risco de crédito, taxa real de juros e carteira de mercado. As estatísticas relacionadas aos prêmios de risco dos fatores não foram significativas, porém, os fatores macroeconômicos construídos são estatisticamente significantes para a maioria das carteiras e a inclusão das variáveis macroeconômicas no modelo aumenta o poder explicativo do mesmo. Portanto, os autores entendem que há ganho na explicação dos retornos dos ativos com a utilização do APT como alternativa ao CAPM.

Outro estudo empírico notório que contraria as previsões do modelo CAPM, de Fama e French (1993), propõe um modelo multifatorial para explicação do retorno esperado das ações norte-americanas. Utilizam três fatores em seus estudos: o excesso de retorno da carteira de mercado em relação à taxa livre de risco; SMB (*small minus big*), fator composto pela diferença entre o retorno de ações com pequenos e altos valores de tamanho e HML (*high minus low*), composto pela diferença entre carteiras de altos e baixos índices de valor patrimonial/ valor de mercado (*book-to-market equity*). Para o período de 1941 a 1990, evidenciam que os três fatores podem explicar a variação no retorno esperado das ações norte-americanas, absorvendo, inclusive, os papéis de preço/lucro e alavancagem, fatores anteriormente identificados, respectivamente, por Basu (1983) e Bhandari (1988).

Perold (2004) explica que estas duas dimensões não constituem os fatores de risco em si, mas, no máximo, podem ser considerados *proxies* para risco, uma vez que se o tamanho fosse um fator de risco e afetasse os retornos esperados, todas as empresas pequenas se combinariam para formar empresas grandes. Ressalta que o índice vp/vm é um indicador do valor atribuído para uma empresa e que, portanto, a principal descoberta de Fama e French (1992,1993) foi a necessidade da adição dos fatores valor e tamanho para melhoria do poder explicativo do CAPM.

Neves e Leal (2003) investigam a existência de relação entre o crescimento da economia brasileira e os retornos de estratégias de investimento relacionados a tamanho (SMB), a valor (HML) e a momento, que corresponde à diferença entre a carteira com empresas que obtiveram os maiores retornos nos últimos 12 meses e empresas com os menores retornos acumulados no ano. Para o período de 1986 a 2001, mostram que o fator HML possui relação inversa ao crescimento do PIB

(produto interno bruto), enquanto SMB possui relação direta. Ambos apresentam coeficientes significativos, mesmo na presença do índice de mercado e de variáveis macroeconômicas relacionadas ao crescimento e à taxa de juros de curto prazo.

Braga e Leal (2000) investigam o retorno real de carteiras de investimento formadas por tamanho e índice valor patrimonial/ preço das ações brasileiras para o período de 1990 a 1998. Encontram que as carteiras compostas por ações de alta relação valor patrimonial/preço apresentam maiores retornos que as ações de baixo índice e indicam que este fator seja incluído nos modelos de avaliação no país.

Costa Jr e Neves (2000) testam três variáveis fundamentalistas no mercado brasileiro: valor de mercado, índice preço/ lucro e índice valor patrimonial/ preço para o período de março de 1987 a fevereiro de 1996. Os autores utilizam regressões lineares múltiplas, com o método em painel SUR (*seemingly unrelated regression*). Seus resultados evidenciam influência significativa destas variáveis no apreçamento das ações, com um relacionamento negativo entre a rentabilidade média das carteiras e as variáveis preço/lucro e tamanho, por outro lado, um relacionamento positivo com o índice valor patrimonial da ação/preço. Mesmo com a influência das três variáveis, o beta relacionado ao mercado é o que mais se destaca na explicação dos retornos.

Também para o Brasil, Cardoso (2006a) testa o CAPM e o modelo de 3 fatores de Fama e French (1992, 1993) nos mercados Ibovespa, Nível 1, 2 e o Novo Mercado e Bovespa, de 2000 a 2006. Os retornos mensais de cada carteira foram ponderados pelo valor de mercado de cada empresa. Os resultados indicam que o modelo de três fatores não pode ser rejeitado como um modelo adequado de apreçamento de ativos no mercado brasileiro, uma vez que os interceptos das regressões não são significativamente diferentes de zero e a inclusão das variáveis SMB e HML aumentaram o poder explicativo das regressões em relação ao CAPM. A grande maioria dos coeficientes é significativa ao nível de 5%.

Grande parte dos estudos empíricos de teste de modelos é realizada com ações. Fama e French (1993) expandem a análise para o mercado de títulos e utilizam variáveis mais prováveis para explicar os retornos deste mercado: o prêmio por prazo (TERM), construído pela diferença entre retornos de títulos do governo de longo e curto prazo, e o prêmio de risco de crédito (DEF), composto pela diferença de retornos de títulos

corporativos e do governo, ambos de longo prazo. Para o mercado de ações, utilizam as variáveis de excesso de retorno de mercado e os retornos relacionados a tamanho (SMB) e valor patrimonial/valor de mercado (HML). Como resultado, identificam que os 5 fatores capturam a variação comum nos retornos de títulos e de ações.

De acordo com Roll (1977), sob a perspectiva de mercado eficiente e expectativas racionais, os preços dos ativos deveriam depender da exposição às variáveis de estado que descrevem a economia. Cochrane (2005) coloca que, num modelo econômico, consumo é relacionado a retornos das carteiras de ativos, taxas de juros, crescimento do PIB, investimento e outras variáveis macroeconômicas, todas capazes de medir o estado da economia. Consumo e utilidade marginal respondem a novidades, ou seja, se a mudança em alguma variável sinalizar maior renda no futuro, o consumo aumenta imediatamente. Assim, é de se esperar que fatores macroeconômicos também afetem o retorno de ativos.

Hahn e Lee (2006) utilizam inovações macroeconômicas no prêmio de risco de crédito (*default spread*) e no prêmio pelo prazo na estrutura a termo da taxa de juros (*term spread*) como *proxies* para os fatores SMB e HML de Fama e French (1992, 1993). A utilização do prêmio de risco de crédito como alternativa ao fator relacionado a tamanho é baseada nos fatos de que (i) um aumento do prêmio de risco de crédito é uma sinalização de piora nas condições do mercado de crédito, (ii) empresas de pequeno porte são mais vulneráveis às flutuações econômicas [Perez-Quiros e Timmermann, (2000)] e (iii) porque SMB é a diferença de retornos de empresas pequenas e grandes, um aumento do prêmio de risco de crédito (*default spread*) deve acarretar menores retornos de SMB na média. Por sua vez, a utilização do prêmio de prazo como alternativa ao fator HML tem como base o fato de que (i) o prêmio relacionado à taxa de juros é alto em períodos de recessão da economia e o aumento deste prêmio é associado a taxas de juros declinantes; como (ii) empresas com alto índice valor patrimonial/ valor de mercado possuem maior alavancagem [Fama e French (1992, 1995)]; (iii) um aumento no prêmio de taxas de juros deve estar associado a um maior retorno médio de HML. Como resultado, sugerem que os prêmios por tamanho e por valor são uma compensação para maior exposição às mudanças no mercado de crédito e mudanças de taxa de juros.

3 Base de dados e metodologia

3.1 Amostra

Foram selecionadas todas as ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo do banco de dados Economatica, para o período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. Todos os dados referentes a preços dos ativos, capitalização de mercado e patrimônio líquido destas empresas, assim como a cotação mensal do índice Ibovespa foram obtidos pelo banco de dados Economatica. A estrutura a termo da taxa de juros foi fornecida pela ANDIMA, Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro. As informações relacionadas às taxas de capital de giro mensais foram obtidas com a Febraban, Federação Brasileira de Bancos.

Houve a exclusão de ativos pouco líquidos, os que não apresentaram cotações por, pelo menos, 2 anos consecutivos. Assim, o viés de sobrevivência das empresas pôde ser diminuído, já que foram preservadas as empresas que abriram ou fecharam capital durante o período.

Os retornos mensais foram calculados pela equação 1.

$$R_{j,t} = [\ln (P_{j,t} / P_{j,t-1}) - R_{rf}] \quad (1)$$

Sendo $R_{j,t}$ o excesso de retorno da ação j no mês t , $P_{j,t}$ é o valor da última cotação de fechamento da ação j no mês t e $P_{j,t-1}$ é o valor da última cotação de fechamento da ação j no mês $t-1$ e R_{rf} é a taxa livre de risco escolhida para este estudo.

3.2 O fator RF e fator RM

Para mercados emergentes, a definição quanto à taxa de um ativo livre de risco é, usualmente, ponto de discussão. De acordo com Silveira *et al* (2002), um ativo livre de risco é aquele que um investidor sabe exatamente o valor que receberá no final do período de investimento. Para este estudo, foi selecionada como taxa livre de risco, RF, a taxa de juros de 22 dias, obtida da estrutura a termo da taxa de juros.

A definição de carteira de mercado também é tema controverso. De acordo com crítica realizada por Roll (1977), a eficiência da utilização de qualquer referencial

para a carteira de mercado é sempre questionada, na medida em que a representação de todos os ativos da economia, tanto financeiros, quanto imóveis, quanto humanos, é praticamente inviável.

No Brasil, o retorno Ibovespa tem sido a variável utilizada como carteira de mercado. Este índice retrata o comportamento das principais ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – Bovespa; é o valor atual de uma carteira de ações teórica, baseada em critérios específicos de participação nos pregões e pesos de acordo com um critério de negociabilidade. Contribuição neste assunto foi realizada por Araújo, Fajardo e Tavani (2006), os quais verificam que, apesar de os retornos do Ibovespa não satisfazerem às condições do CAPM, foram eficientes no período analisado, de 1999 a 2002, sendo esta medida para a carteira de mercado preferível à proposta carteira sintética de retorno do PIB.

Hagler e Brito (2006) testam o CAPM com diversas alternativas ao referencial de carteira de mercado utilizado atualmente: o Ibovespa, os índices IBX 50 e FGV 100. Seus resultados indicam que a maioria dos testes realizados rejeitou a eficiência dos índices, evidenciando que a escolha de uma carteira de mercado eficiente não é trivial. Do ponto de vista teórico, reporta uma evidência contra o modelo CAPM e sugere, inclusive, a adoção de modelos de multifatores alternativos.

Diante do exposto, este trabalho utiliza como variável relacionada à carteira de mercado os retornos do Ibovespa. Dessa forma, o fator RM, correspondente ao excesso de retorno da carteira de mercado, é composto pela diferença entre o índice Ibovespa e a taxa de juros de 22 dias da estrutura a termo da taxa de juros.

3.3 Os fatores SMB e HML

Fama e French (1992,1993) utilizam, a partir da intersecção de duas carteiras baseadas em tamanho e três carteiras baseadas em valor patrimonial/ valor de mercado (vp/vm), seis carteiras de ações para montar as carteiras denominadas SMB (*small minus big*) e HML (*high minus low*). A decisão dos autores em utilizar 3 carteiras de vp/vm e apenas duas de tamanho é baseada na evidência anterior dos autores de que o primeiro possui papel mais forte nos retornos médios de ações que o segundo. Essas carteiras são utilizadas para criar fatores de risco relacionados a tamanho e a valor.

Diferentemente, para o mercado brasileiro, em junho de cada ano, todas as ações da Bolsa de Valores de São Paulo foram classificadas por tamanho (capitalização de mercado) e são separadas em três grupos: pequeno, para as 30% menores firmas, médio, para as 40% intermediárias e grande, para as 30% maiores. Da mesma forma, as empresas também foram agrupadas de acordo com o índice valor contábil do patrimônio/ valor de mercado da firma (vp/vm) em $t-1$, baseadas em quebras por percentil: os primeiros 30% formaram o grupo denominado baixo, os 40% intermediários, o grupo médio e o 30% superiores, o grupo alto. A partir da intersecção entre as três carteiras de tamanho e as três de vp/vm , formaram-se nove carteiras: pequeno-alto, pequeno-médio, pequeno-baixo, médio-alto, médio-médio, médio-baixo, grande-alto, grande-médio e grande-baixo. A decisão de utilizar três carteiras para cada classificação de tamanho e de vp/vm busca salientar a característica de cada fator, com a exclusão da parcela intermediária no cálculo dos retornos.

O retorno das nove carteiras foi calculado pela média simples dos retornos mensais das ações de cada um dos nove grupos, de Julho do ano t a Junho do ano $t+1$, quando eram reclassificadas pelo critério acima descrito. As carteiras foram reclassificadas no mês de julho para garantia que as informações contábeis do ano anterior estivessem publicadas e conhecidas. A carteira SMB é a diferença entre a média simples de retornos das três carteiras classificadas como “pequenas” e a média das três carteiras “grandes”. Esta diferença é livre de influência de vp/vm , de forma a focar na diferença de comportamento dos retornos de ações por tamanho. A carteira HML é formada de forma similar, pela diferença do retorno médio das três carteiras classificadas como “altas” e retorno médio das três carteiras classificadas como “baixas”.

3.4 Os fatores *TERM* e *DEF*, *VTERM* e *VDEF*

Chen, Roll e Ross (1986) propõem como medida de risco de taxa de juros a diferença entre a taxa de retorno dos títulos de longo prazo do governo americano e a taxa de retorno de curto prazo. Para o mercado brasileiro, é utilizado o fator *TERM*, representante do prêmio pelo prazo da estrutura a termo da taxa de juros, equivalente à diferença de taxas da estrutura a termo entre a taxa de juros para 252 dias úteis contra a taxa de 22 dias úteis.

A medida de risco de crédito utilizada em Chen, Roll e Ross (1986) é a diferença entre retornos de um título de empresa privada e de um título público de igual prazo. Neste estudo, para refletir a probabilidade de default das empresas brasileiras, foi utilizado o fator DEF, equivalente à diferença entre taxas médias de capital de giro, como em Schor, Bonomo e Valls (2002) e a taxa de 22 dias da estrutura a termo da taxa de juros. Essa escolha foi baseada no fato de que grande parcela das empresas brasileiras não se financia através de emissão de títulos de renda fixa. Assim, buscou-se encontrar uma taxa de juros que, de alguma forma, contemple o risco de crédito presente na economia brasileira.

Hahn e Lee (2006) utilizam as inovações no prêmio pelo risco de crédito (*default spread*) e inovações no prêmio por prazo (*term spread*) como variáveis macroeconômicas alternativas aos fatores SMB e HML. O primeiro fator foi construído pela variação negativa entre retornos de títulos corporativos e de títulos governamentais de longo prazo em t e em $t-1$, ou seja, por $-(def_t - def_{t-1})$. O motivo desta construção é baseado no fato de que um aumento do prêmio de risco de crédito é uma sinalização de piora nas condições do mercado de crédito e empresas de pequeno porte são mais vulneráveis às flutuações econômicas [Perez-Quiros e Timmermann, (2000)]. Dessa forma, porque SMB é a diferença de retornos de empresas pequenas e grandes, um aumento do prêmio de risco de crédito (*default spread*) deve acarretar menores retornos de SMB na média. O segundo fator, relacionado às inovações no prêmio de risco de prazo é definida como a variação das diferenças entre os retornos de títulos do governo norte-americano de 10 anos e de 1 ano: $term_t - term_{t-1}$. A construção do fator de prazo vem do fato que o prêmio relacionado à taxa de juros é alto em períodos de recessão da economia e o aumento deste prêmio é associado a taxas de juros declinantes, portanto, porque empresas com alto índice vp/vm possuem maior alavancagem em relação às empresas com baixo índice vp/vm [Fama e French (1992,1995)], aumento no prêmio de taxas de juros deve estar associado a um maior retorno médio de HML.

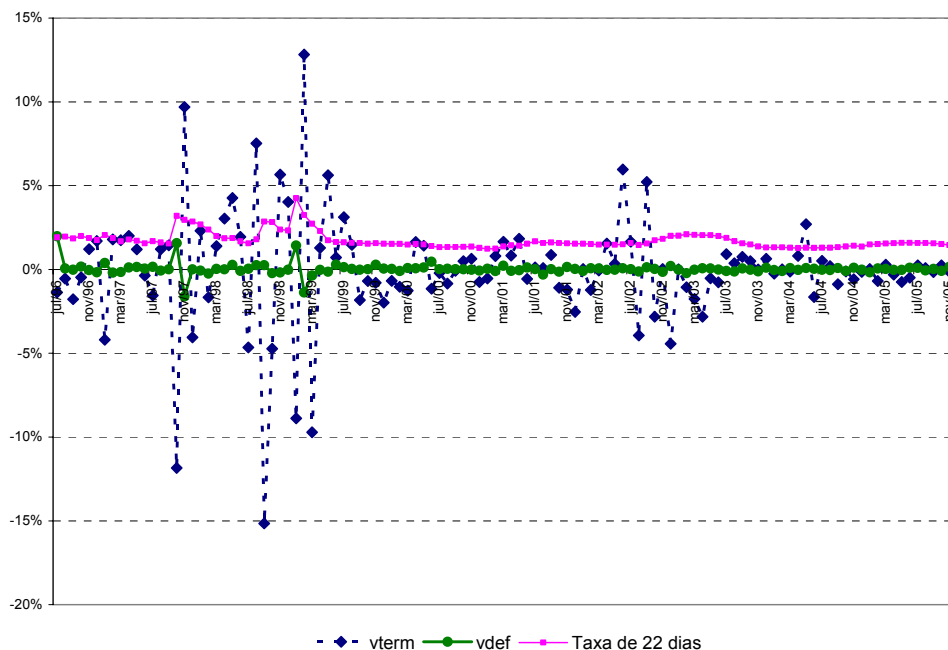
Para o mercado brasileiro, são criados os fatores VDEF pela variação negativa dos fatores DEF, ou $-(DEF_t - DEF_{t-1})$ e VTERM por $(TERM_t - TERM_{t-1})$. DEF equivale à diferença entre taxas médias de capital de giro e a taxa de 22 dias da estrutura a termo

da taxa de juros e TERM, a diferença de taxas da estrutura a termo entre a taxa de juros para 252 dias úteis contra a taxa de 22 dias úteis.

É possível visualizar no Gráfico 1 que o fator construído para VDEF fica, muitas vezes, próximo a zero e apresenta pouca variação quando comparado ao fator VTERM. A pequena variação de VDEF é resultado do acompanhamento da taxa de juros de capital de giro praticada pelos bancos da taxa livre de risco, ou seja, os *spreads* praticados no empréstimo não têm apresentado queda substancial. Já o comportamento de VTERM demonstra grande impacto nas expectativas de taxa de juros futura de um ano em momentos de instabilidade econômica no Brasil.

Gráfico 1 – Os diferenciais de prêmio de risco de crédito e de juros

A variação do prêmio de risco de crédito (*default spread*) é calculada por $VDEF = -(DEF_t - DEF_{t-1})$, sendo DEF o fator relacionado ao de risco de crédito, calculado pela diferença entre taxas de capital de giro e a taxa de 22 dias da estrutura a termo da taxa de juros. A variação do prêmio de prazo (*term spread*) é calculada por $VTERM = -TERM_t - TERM_{t-1}$, com TERM como o fator relacionado ao prêmio de risco de prazo, calculado pela diferença de taxas da estrutura a termo entre a taxa de juros para 252 dias úteis contra a taxa de 22 dias úteis. O período da amostra é de Julho de 1996 a Dezembro de 2005.



3.5 As carteiras utilizadas como variáveis dependentes

Fama e French (1993) utilizam como variáveis dependentes os retornos de 25 carteiras de ações baseadas em tamanho e no índice valor patrimonial/ valor de mercado (vp/vm). Para o mercado brasileiro, as ações foram divididas em 16 carteiras,

devido ao menor número de ativos encontrados mensalmente. Em junho de cada ano, todas as ações foram classificadas por tamanho, caracterizado pela capitalização de mercado, e separadas em 4 grupos por quartis. Os primeiros 25% foram classificados como o grupo denominado t1; os encontrados entre 25% e 50%, t2; os classificados entre 50% e 75%, t3; acima de 75%, t4.

Da mesma forma, as empresas também foram agrupadas de acordo com o índice vp/vm em t-1, baseadas em quebras por quartil: os primeiros 25% formaram o grupo denominado bm1, os encontrados entre 25% e 50% como bm2, o grupo entre 50% e 75% como bm3 e acima de 75%, bm4. As empresas com patrimônio líquido negativo foram excluídas das carteiras.

Formaram-se 16 carteiras, a partir da intersecção entre as quatro carteiras de tamanho e de vp/vm. Os retornos mensais foram calculados pela média simples dos retornos mensais e calculados de Junho do ano t a Julho do ano t+1, quando eram reclassificadas pelo critério acima descrito. As carteiras foram reclassificadas no mês de julho para garantia de que as informações contábeis do ano anterior já estivessem publicadas e conhecidas.

A decisão de cálculo do retorno médio simples da carteira diverge de Fama e French (1993), em que os retornos são ponderados por tamanho, ou seja, os retornos refletem a participação dos ativos no mercado total. No entanto, para o mercado brasileiro, a média ponderada por tamanho traz alta correlação dos fatores SMB e HML, e a opção foi utilizar a média simples, que acarretou menor índice de correlação entre os fatores.

A tabela 1 mostra as estatísticas das 16 carteiras de excesso de retornos de ações. Ao comparar a média das médias anuais de tamanho para cada carteira: t1, t2, t3 e t4, ficam nítidos os crescimentos dos tamanhos médios das empresas, que evidencia o padrão pelo qual as carteiras foram construídas. Para o índice vp/vm, a análise horizontal evidencia as mudanças na média do índice, que comprova seu aumento a cada carteira. Há um padrão interessante quando se analisa a média das médias dos excessos de retornos mensais de cada carteira: quanto maior o índice vp/vm, maior excesso de retorno médio apresentado. Este comportamento pode ocorrer devido ao efeito “valor” nos retornos das ações brasileiras, de que empresas com alta relação vp/vm trazem maior retorno, efeito testado na seção 5. Além disso, apenas três

carteiras possuem, na média, excessos de retornos positivos em relação à taxa livre de risco: aquelas de maior tamanho e maior índice vp/vm. As médias negativas das outras carteiras evidenciam as altas taxas de juros básicas da economia, na média, superiores aos retornos das ações.

Tabela 1 - Resumo das estatísticas das 16 carteiras

As 16 carteiras apresentadas são montadas da seguinte forma: a cada ano t , de Julho de 1995 a Dezembro de 2005, as ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo foram classificadas quanto a tamanho e agrupadas em 4 grupos separados por quartis. Assim, as 25% menores foram classificadas como t1 e assim por diante. Em seguida, as ações foram classificadas por índice valor patrimonial/ valor de mercado e também separadas em grupos de acordo com quartis. A intersecção destas carteiras deu origem a 16 carteiras. Os retornos de cada carteira equivalem à média simples dos retornos dos ativos de cada carteira, sendo que os retornos mensais foram calculados pelo por $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, e o excesso de retornos foi calculado pela subtração da taxa livre de risco, a taxa da estrutura a termo para 22 dias úteis. O tamanho corresponde ao valor de mercado da empresa. Os dados das empresas foram obtidos através do banco de dados Economática e a estrutura a termo da taxa de juros na Andima. As nomenclaturas bm1 a bm4 mostram as carteiras separadas por quartis de valor patrimonial/valor de mercado e t1 a t4 se referem à classificação de tamanho.

Média das médias dos excessos de retornos mensais em %				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	-0,73	-1,02	-0,80	-0,17
t2	-2,05	-0,44	-0,86	-0,04
t3	-0,90	-0,74	-0,33	0,13
t4	-0,74	-0,51	0,41	0,98

Média do índice valor patrimonial/ valor de mercado				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,11	1,15	1,81	8,89
t2	0,41	1,09	1,86	3,97
t3	0,52	1,11	1,77	3,46
t4	0,53	1,07	1,76	3,33

Média das médias anuais de tamanho (R\$MM)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	6,8	14,4	16,7	11,3
t2	92,4	111,7	89,4	81,0
t3	375,5	365,9	343,4	344,1
t4	4.981,5	2.850,6	2.069,7	1.099,2

3.6 Análise dos dados

A tabela 2 mostra o resumo das estatísticas dos fatores, na qual RM representa o excesso de retorno da carteira de mercado; SMB e HML são os fatores que refletem o efeito de tamanho e do índice vp/vm, DEF é o fator relacionado ao prêmio de risco de crédito em nível e VDEF é sua variação, calculado por $-(DEF_t - DEF_{t-1})$ e por fim, TERM denota o fator relacionado ao prêmio de taxa de juros e VTERM sua variação, por $(TERM_t - TERM_{t-1})$.

Para o fator RM, que representa o excesso de retorno da carteira de mercado selecionada, Ibovespa, a média encontrada para o caso brasileiro, de -0,23% é negativa, enquanto Hahn e Lee (2006) apresentam média de 0,49% para o mercado norte-americano. É provável que esta diferença seja baseada nas altas taxas de juros básicas da economia brasileira durante este período, dificilmente “vencidas”, na média, pelos retornos da Bolsa. O fator HML apresenta a maior média dos fatores, assim como na economia norte-americana, o que denota retornos superiores, na média, para empresas com alto índice vp/vm. Novamente, o padrão de valor aparece no comportamento dos retornos das ações brasileiras e pode indicar que a variável relacionada ao índice vp/vm seja importante fator na análise do mercado acionário brasileiro. Por outro lado, o fator SMB possui média negativa para o período analisado, não condizente com a literatura internacional [Fama e French (1998)], em que empresas pequenas apresentam maiores retornos.

O fator construído para representar o prêmio pelo risco de crédito, DEF, como esperado, é positivo e apresenta média de 1,54% e evidencia o *spread* médio nos empréstimos de capital de giro praticado pelos bancos do país neste período. O fator relacionado ao risco de prazo, TERM, também apresenta média positiva, como esperado, já que reflete a incerteza trazida pelo maior prazo.

Ao contrário do esperado, o coeficiente de correlação entre os fatores RM e SMB é negativo para o mercado brasileiro. De acordo com as conclusões do CAPM, o coeficiente beta reflete a contribuição de risco do ativo para uma carteira diversificada, de tal forma que empresas que apresentem o valor de seu beta igual a um possuem um comportamento similar ao do mercado. Como os retornos de empresas pequenas variam mais que o mercado, seus β s deveriam ser superiores a um. Portanto, já que o fator SMB é composto pela diferença entre as carteiras classificadas como pequena e grande, deveria possuir β positivo. A carteira de mercado deveria corresponder a beta igual a um, assim, a correlação deveria ser positiva. No entanto, a média de RM é negativa, ou seja, o excesso de retorno de mercado é negativo, o que denota que os retornos médios do Ibovespa não são superiores à taxa livre de risco, na média. Hahn e Lee (2006) mostram correlação entre RM e SMB positivas, porém, a média de RM também é positiva.

Tabela 2 - Resumo das estatísticas dos fatores

RM é o excesso de retorno sobre a carteira de mercado, calculado pelo retorno do Ibovespa subtraído da taxa de juros da estrutura a termo de 22 dias. SMB e HML são os fatores de Fama e French (1992,1993) relacionados a tamanho e ao índice valor patrimonial/ valor de mercado (vp/vm), que são construídos através de 9 carteiras formadas por tamanho e vp/vm. TERM é o fator relacionado ao prêmio de risco de prazo, calculado pela diferença de taxas da estrutura a termo entre a taxa de juros para 252 dias úteis contra a taxa de 22 dias úteis. DEF é o fator relacionado ao de risco de crédito, calculado pela diferença entre taxas de capital de giro e a taxa de 22 dias da estrutura a termo da taxa de juros. A variação do prêmio de risco de crédito (*default spread*) é calculada por $VDEF = -(DEF_t - DEF_{t-1})$ e a variação do prêmio de prazo (*term spread*) é calculado por $VTERM = TERM_t - TERM_{t-1}$. O período da amostra é de Julho de 1996 a Dezembro de 2005.

Estatística	RM	SMB	HML	VDEF	VTERM	DEF	TERM
Média	-0,0023	-0,0128	0,0211	0,0003	-0,0003	0,0154	0,0134
Desvio-padrão	0,1058	0,2047	0,0959	0,0036	0,0336	0,0053	0,0354
Autocorrelação	-0,0580	-0,1280	0,1750	-0,2760	-0,4190	0,8070	0,5480

Coeficiente de correlação							
fatores	RM	SMB	HML	VDEF	VTERM	DEF	TERM
RM	1,00	-0,27	0,15	-0,11	-0,26	0,10	-0,32
SMB		1,00	-0,35	0,00	0,23	-0,03	-0,02
HML			1,00	-0,10	0,07	-0,08	0,09
VDEF				1,00	-0,49	-0,14	-0,18
VTERM					1,00	0,21	0,48
DEF						1,00	0,02
TERM							1,00

O fator SMB apresenta correlação negativa ao prêmio de risco de crédito DEF. Este resultado segue o racional de que empresas de pequeno porte são mais vulneráveis às variações no mercado de crédito [Perez-Quiros e Timmermann, (2000)] e, porque SMB é a diferença de retornos de empresas pequenas e grandes, um aumento do prêmio de risco de crédito deveria acarretar menores retornos de SMB na média.

3.7 Metodologia de análise

Para teste do modelo APT, a metodologia utilizada para a estimação dos prêmios de risco dos fatores é a proposta por Fama Macbeth (1973), em dois estágios. O modelo de apreçamento CAPM também é analisado por este método, já que pode ser considerado um caso particular do APT, com apenas um fator. No primeiro passo, são estimadas, por mínimos quadrados ordinários, as sensibilidades aos fatores de risco sistemáticos selecionados para este estudo, conforme a equação 2.

$$R_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_{j,i} F_{j,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Na qual $R_{i,t}$ corresponde ao excesso de retorno das 16 carteiras ($i=1,2,\dots,16$) construídas com base em tamanho e no índice vp/vm a cada mês t , entre o período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005; $F_{j,t}$ são relacionados aos j fatores de risco e $\beta_{j,i}$ são as sensibilidades aos j fatores em relação aos retornos na carteira i e ε_i é um componente específico da carteira i .

O segundo passo é a estimação, por mínimos quadrados ordinários, dos prêmios de risco (λ) associados aos fatores caracterizados na equação 3, utilizando as sensibilidades dos fatores estimados em 2. Neste caso, são realizadas regressões *cross-section*, nas quais as variáveis dependentes correspondem à média dos retornos de cada carteira e as variáveis explicativas, às sensibilidades dos fatores analisados.

$$\bar{R}_i = \lambda_{0,i} + \sum_{j=1}^K \lambda_{i,j} \hat{\beta}_{j,i} + u_i \quad (3)$$

A importância dos fatores é verificada através de testes de significância da constante $\hat{\lambda}_{0,i}$ e dos prêmios de risco $\hat{\lambda}_{i,j}$ relacionados aos K fatores. São realizados testes de significância para as hipóteses:

$$H_0 : \lambda_j = 0 \quad j=0,1,2,\dots,K \quad (4)$$

$$H_1 : \lambda_j \neq 0 \quad (5)$$

Para o cálculo da estatística t , calcula-se a média, o desvio-padrão de cada fator, de acordo com a equação 6 e 7.

$$\bar{\lambda}_j = \frac{1}{16} \sum_{i=1}^{16} \hat{\lambda}_{i,j} \quad (6)$$

$$\sigma(\bar{\lambda}_j) = \sqrt{\frac{1}{16} \sum_{i=1}^{16} (\hat{\lambda}_{i,j} - \bar{\lambda}_{i,j})^2} \quad (7)$$

A estatística t é construída de acordo com a equação 7.

$$t_K = \frac{\bar{\lambda}_j}{\sigma(\bar{\lambda}_j)} \quad (8)$$

4 Resultados

4.1 O prêmio de risco de mercado e os fatores SMB e HML

Inicialmente, são testados dois modelos diferentes para o mercado brasileiro: o CAPM, com o fator de excesso de retorno de mercado e o modelo de três fatores de Fama e French (1992), no qual as variáveis explicativas são: o fator de excesso de retorno de mercado; SMB, fator relacionado a tamanho e HML, relacionado a valor. O CAPM foi testado através da equação 9.

$$R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + e_{i,t} \quad (9)$$

Sendo $R_{i,t}$ o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e de índice vp/vm e $RM_{m,t}$ o excesso de retorno da carteira de mercado, Ibovespa, em relação à taxa de juros de 22 dias úteis.

A tabela 3 mostra que os coeficientes de determinação (R^2) revelam-se bastante representativos para as carteiras de maior tamanho, variando de 0,45 a 0,79. No entanto, para as menores carteiras, o R^2 é baixo, resultado esperado, na medida em que o Ibovespa é um índice ponderado por liquidez. Dessa forma, como empresas menores possuem menor liquidez, faz sentido que a variabilidade dos retornos das empresas de menor porte explicada pelo excesso de retorno da carteira de mercado seja inferior às de maior porte.

É possível observar que os coeficientes β^m são significantes ao nível de 1% para a maioria das carteiras, como em Cardoso (2006). Todos os coeficientes encontrados de β^m apresentam sinais positivos, porém, ao contrário do esperado, a magnitude dos coeficientes das carteiras de menor tamanho é inferior a um. Essa evidência diverge de Fama e French (1993), em que, para carteiras com menor tamanho, os betas apresentam magnitude superior a 1 e são decrescentes conforme aumento de tamanho das carteiras, o que denota que empresas de menor tamanho variam mais que o mercado. Neste estudo, as empresas classificadas como “t1” predominantemente nos meses analisados, apresentam liquidez inferior em relação às empresas de maior tamanho, e pelo fato de a carteira de mercado ser ponderada por liquidez, o fator de

mercado não necessariamente capta o comportamento das variações dos retornos de empresas pequenas.

Tabela 3 - O modelo de apreçamento de ativos CAPM

Esta tabela mostra os resultados da regressão por mínimos quadrados ordinários: $R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + e_{i,t}$, no qual $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e de índice de valor patrimonial/ valor de mercado. $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado. As nomenclaturas bm1 a bm4 mostram as carteiras separadas por quartis de valor patrimonial/valor de mercado e t1 a t4 separadas por tamanho. O período da amostra é de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. t() mostra as estatísticas-t dos coeficientes estimados e s(e) é o erro-padrão da regressão, medida relacionada à variância estimada dos resíduos. R^2 é a fração da variância dos excessos de retorno explicada pela variável RM. O critério Schwarz é dado por $\log(s_p^2) + p \log(n)/n$, onde n é o tamanho da amostra, p é o número de parâmetros estimados e s_p^2 é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual.

a					t(a)				
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	t1	-0,96	-0,49	-0,69	-0,27
t2	-0,02	0,00	-0,01	0,00	t2	-2,60	-0,66	-1,75	0,06
t3	-0,01	-0,01	0,00	0,00	t3	-1,78	-1,57	-0,50	0,40
t4	-0,01	0,00	0,01	0,01	t4	-1,56	-1,10	0,99	1,74
β^m					$t(\beta^m)$				
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,24	0,23	0,26	0,26	t1	3,66	1,10	3,43	6,88
t2	0,05	0,33	0,26	0,32	t2	0,73	6,20	5,93	6,53
t3	0,28	0,38	0,41	0,49	t3	6,57	9,61	9,08	8,53
t4	0,59	0,64	0,68	0,70	t4	16,17	20,40	12,52	9,29
R^2					s(e)				
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,11	0,01	0,12	0,30	t1	0,07	0,19	0,07	0,04
t2	0,00	0,26	0,24	0,28	t2	0,08	0,06	0,05	0,05
t3	0,29	0,45	0,42	0,39	t3	0,05	0,04	0,05	0,06
t4	0,70	0,79	0,58	0,45	t4	0,04	0,04	0,06	0,08
Critério Schwarz									
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4					
t1	-2,29	-0,43	-2,28	-3,44					
t2	-2,06	-2,75	-3,14	-2,90					
t3	-3,22	-3,33	-3,08	-2,59					
t4	-3,47	-3,83	-2,69	-2,03					

A tabela 4 mostra os resultados da regressão na equação 10, conhecida como o modelo de três fatores de Fama e French (1993).

$$R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + e_{i,t} \quad (10)$$

Na qual $R_{i,t}$ representa o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e de índice vp/vm, $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado, SMB é o fator relacionado a tamanho e HML, a valor.

Tabela 4 - O modelo de três fatores de Fama e French (1993)

Esta tabela mostra os resultados da regressão por mínimos quadrados ordinários: $R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + e_{j,t}$, onde $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e de índice valor patrimonial/ valor de mercado. $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado, SMB e HML são os fatores de Fama e French (1992, 1993) relacionados a tamanho e a valor patrimonial/valor de mercado, respectivamente, que são construídos a partir de 9 carteiras de tamanho e vp/vm. As nomenclaturas bm1 a bm4 mostram as carteiras separadas por quartis de valor patrimonial/valor de mercado e t1 a t4 separadas por tamanho. O período da amostra é de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. t() mostra as estatísticas t dos coeficientes estimados e s(e) é o erro-padrão da regressão, medida relacionada à variância estimada dos resíduos. R^2 é a fração da variância dos excessos de retorno explicada pelas variáveis RM, SMB e HML. O critério Schwarz é dado por $\log(s_p^2) + p \log(n)/n$, onde n é o tamanho da amostra, p é o número de parâmetros estimados e s_p^2 é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual.

a					t(a)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,00	-0,01	-0,01	0,00	t1	0,12	-0,57	-0,83	-0,66
t2	-0,02	-0,01	-0,01	0,00	t2	-2,04	-1,21	-2,22	-0,71
t3	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	t3	-1,73	-1,87	-1,26	-0,25
t4	-0,01	-0,01	0,00	0,01	t4	-1,50	-1,66	0,00	1,05
β^m					$t(\beta^m)$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,33	-0,33	0,26	0,25	t1	5,39	-2,63	3,34	6,55
t2	0,07	0,29	0,23	0,29	t2	0,93	5,43	5,18	5,99
t3	0,25	0,36	0,37	0,46	t3	5,81	8,91	8,39	7,93
t4	0,58	0,62	0,61	0,69	t4	15,21	19,45	12,17	9,43
β^{SMB}					$t(\beta^{SMB})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,08	-0,83	0,01	0,01	t1	2,54	-14,53	0,31	0,65
t2	-0,03	-0,04	-0,03	-0,01	t2	-0,63	-1,36	-1,33	-0,27
t3	-0,06	-0,01	-0,02	-0,01	t3	-2,77	-0,50	-0,98	-0,37
t4	-0,03	-0,02	-0,07	0,06	t4	-1,43	-1,42	-2,43	1,63
β^{HML}					$t(\beta^{HML})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	-0,29	-0,58	0,06	0,08	t1	-4,25	-4,40	0,58	1,86
t2	-0,22	0,11	0,08	0,18	t2	-2,51	1,88	1,63	3,23
t3	-0,05	0,06	0,15	0,17	t3	-0,94	1,25	2,88	2,65
t4	-0,02	0,07	0,22	0,36	t4	-0,53	1,95	3,89	4,26
R^2					s(e)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,32	0,69	0,12	0,32	t1	0,07	0,11	0,08	0,04
t2	0,06	0,31	0,28	0,35	t2	0,08	0,06	0,05	0,05
t3	0,34	0,46	0,48	0,44	t3	0,05	0,04	0,05	0,06
t4	0,71	0,80	0,67	0,53	t4	0,04	0,03	0,05	0,08
Critério Schwarz									
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4					
t1	-2,48	-1,48	-2,18	-3,38					
t2	-2,03	-2,73	-3,12	-2,92					
t3	-3,20	-3,27	-3,10	-2,59					
t4	-3,41	-3,78	-2,85	-2,11					

Os resultados apresentados na tabela 4 evidenciam maiores coeficientes de determinação (R^2) para 15 carteiras, o que indica que, comparado ao CAPM, o

modelo de três fatores aqui utilizado melhor captura a variação comum nos retornos destas ações. Este comportamento está em linha com o evidenciado no trabalho de Cardoso (2006a). Grande parte do ganho ocorre nas carteiras com empresas de menor tamanho, aquelas cujo comportamento o excesso da carteira de mercado explicou pouco, conforme critério já explicado de liquidez.

A tabela 4 apresenta coeficientes β^m significantes ao nível de 1% para a maioria das carteiras. Também neste modelo, a magnitude dos coeficientes de β^m das carteiras de menor tamanho é inferior a um, diferente de Fama e French (1993), mas em linha com Cardoso (2006) nas ações da carteira da Bovespa.

Para o fator HML, a maioria dos coeficientes é significativa: 8 carteiras a 1% e 4 carteiras a 10%. Os resultados mostram que os coeficientes β^{HML} mudam de negativos, nas carteiras com baixo índice de vp/vm, para valores positivos; de forma crescente, de acordo com a mudança de carteiras com maior índice de vp/vm, conforme verificado por Cardoso (2006a). A evidência de que as carteiras compostas por alto vp/vm apresentam retornos maiores que as de baixo vp/vm, por Braga e Leal (2000), também pode ser verificada neste estudo, através dos aumentos de β^{HML} de acordo com o crescimento de vp/vm. Fama e French (1992, 1998) justificam maior retorno das ações de valor (com alto vp/vm) em relação às ações de crescimento (baixo vp/vm) por representarem estratégias de maior risco. Diferentemente, um dos motivos colocado por Haugen (1995) é que empresas com alto vp/vm conseguem efetuar processos de reestruturação e redirecionamento dos negócios, que melhoram seus desempenhos. Ao contrário, empresas com baixo vp/vm, passam a ter novos concorrentes, acarretando em queda de margens e redução no fluxo de caixa ou redução no valor presente das ações.

Como em Costa Jr e Neves (2000), o fator relacionado a tamanho (SMB) apresenta relação negativa com os retornos das ações, porém, não apresenta coeficientes com estatísticas significativas para a maioria das carteiras. Braga e Leal (2000) não encontram evidências para melhor desempenho das carteiras com empresas de menor tamanho, assim como não é possível observar padrão em β^{SMB} na Tabela 4. O fator relacionado ao tamanho da empresa pode não ser responsável pela variação nos retornos das ações porque, em geral, as empresas pequenas possuem difícil acesso a capital, ou possuem alto custo de capital, competem com a informalidade e estão

expostos à alta carga tributária e complexidade fiscal que o Brasil possui. Assim, empresas de tamanho pequeno, com capital aberto, competem com empresas informais e, nem sempre, alcançam maiores retornos porque a competição não é entre “iguais”. Os investidores, sabendo disso, reduzem o valor presente das ações.

4.2 O modelo de cinco fatores de Fama e French (1993)

Em uma abordagem de análise do mercado de ações e de títulos, Fama e French (1993) testam os fatores comuns de risco nos retornos de ações e títulos. Assim, além do excesso de retorno de uma carteira de mercado e dos fatores SMB e HML, testam fatores que entendem importantes para o mercado de títulos: TERM, prêmio de risco de prazo e DEF, prêmio de risco de crédito. Encontram relevância destes fatores na explicação dos retornos do mercado de ações e de títulos. O estudo é replicado para o mercado brasileiro, através da regressão apresentada na equação 13.

$$R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{TERM} TERM_t + \beta_i^{DEF} DEF_t + e_{i,t} \quad (13)$$

Na qual $R_{i,t}$ representa o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e de índice vp/vm, $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado, SMB é o fator relacionado a tamanho, HML é o fator relacionado a valor (vp/vm), TERM é o prêmio de prazo e DEF é o prêmio de risco de crédito.

Na tabela 5, observa-se maiores coeficientes de determinação (R^2) para 9 carteiras em relação ao modelo de três fatores porém, a inclusão dos fatores DEF e TERM aumenta pouco o poder explicativo das regressões para a maioria das carteiras. Os coeficientes relacionados aos prêmios por risco de crédito e de prazo não apresentam, em sua maioria, significância a 10%. Diferentemente, em Schor, Bonomo e Valls (2002), encontram que o fator risco de crédito não é significativo apenas para as carteiras dos setores de energia e telecomunicações, estatais no período estudado, e para as outras 8 carteiras analisadas, os coeficientes de sensibilidade são significantes a 10%.

Tabela 5 - O modelo de cinco fatores de Fama e French (1993)

Esta tabela mostra os resultados da regressão: $R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{def} DEF_t + \beta_i^{term} TERM_t + e_{i,t}$, onde $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e do índice valor patrimonial/ valor de mercado. $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado, SMB e HML são os fatores de Fama e French relacionados a

tamanho e a valor patrimonial/valor de mercado que são construídos a partir de 9 carteiras de tamanho e vp/vm. TERM, relacionado ao risco de prazo, é a diferença de taxas da estrutura a termo entre a taxa de juros para 252 dias úteis contra a taxa de 22 dias úteis. DEF, relacionado ao risco de crédito, é o prêmio entre taxas de capital de giro e a taxa de 22 dias da estrutura a termo da taxa de juros. As nomenclaturas bm1 a bm4 mostram as carteiras separadas por quartis de vp/vm e t1 a t4 separadas por tamanho. O período da amostra é de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. t() mostra as estatísticas-t dos coeficientes estimados e s(e) é o erro-padrão da regressão, medida relacionada à variância estimada dos resíduos R^2 é a fração da variância dos excessos de retorno explicada pelas variáveis RM, SMB, HML, DEF e TERM. O critério Schwarz é dado por $\log(s_p^2) + p \log(n)/n$, onde n é o tamanho da amostra, p é o número de parâmetros estimados e s_p^2 é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual.

a					t(a)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,00	0,02	0,00	0,00	t1	0,07	0,68	0,19	-0,32
t2	0,02	0,02	0,00	0,01	t2	0,68	1,00	0,33	0,56
t3	-0,01	0,00	0,00	-0,02	t3	-0,50	0,15	-0,02	-1,31
t4	0,01	0,00	0,02	0,01	t4	0,72	-0,16	1,10	0,45
β^m					$t(\beta^m)$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,36	-0,33	0,32	0,26	t1	5,48	-2,51	3,64	6,30
t2	0,10	0,30	0,26	0,26	t2	1,25	5,31	5,48	6,36
t3	0,24	0,38	0,39	0,46	t3	5,14	8,72	8,07	7,53
t4	0,60	0,62	0,62	0,71	t4	14,71	18,14	11,35	8,86
β^{SMB}					$t(\beta^{SMB})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,09	-0,83	0,03	0,01	t1	2,62	-14,47	0,61	0,66
t2	-0,03	-0,04	-0,03	-0,01	t2	-0,62	-1,39	-1,27	-0,28
t3	-0,07	-0,01	-0,02	-0,01	t3	-2,78	-0,45	-0,93	-0,27
t4	-0,03	-0,02	-0,07	0,07	t4	-1,40	-1,40	-2,47	1,63
β^{HML}					$t(\beta^{HML})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	-0,30	-0,57	0,04	0,08	t1	-4,36	-4,23	0,39	1,68
t2	-0,24	0,10	0,07	0,17	t2	-2,71	1,68	1,33	3,02
t3	-0,04	0,05	0,14	0,18	t3	-0,83	1,03	2,70	2,66
t4	-0,03	0,07	0,22	0,36	t4	-0,77	1,83	3,74	4,10
β^{TERM}					$t(\beta^{TERM})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,24	-0,30	0,37	0,07	t1	1,31	-0,87	1,46	0,56
t2	0,16	0,04	0,19	0,05	t2	0,69	0,27	1,42	0,35
t3	-0,08	0,12	0,10	0,13	t3	-0,61	0,98	0,73	0,75
t4	0,12	0,03	-0,03	0,09	t4	1,03	0,34	-0,20	0,39
β^{DEF}					$t(\beta^{DEF})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	-0,23	-1,76	-1,04	-0,67	t1	-0,19	-0,81	-0,64	-0,88
t2	-2,23	-1,57	-1,10	0,64	t2	-1,50	-1,50	-1,28	2,92
t3	0,01	-0,73	-0,44	-1,25	t3	0,02	-0,91	-0,50	-1,32
t4	-1,04	-0,27	-1,13	-0,26	t4	-1,40	-0,44	-1,14	-0,18
R^2					s(e)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,33	0,69	0,15	0,32	t1	0,07	0,11	0,08	0,04
t2	0,08	0,32	0,30	0,40	t2	0,08	0,06	0,05	0,05
t3	0,34	0,47	0,49	0,36	t3	0,05	0,04	0,05	0,05
t4	0,71	0,80	0,68	0,53	t4	0,04	0,03	0,05	0,08
Critério Schwarz									
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4					
t1	-2,42	-1,41	-2,11	-3,31					
t2	-1,97	-2,67	-3,07	-2,86					
t3	-3,12	-3,20	-3,03	-2,52					
t4	-3,35	-3,70	-2,78	-2,02					

O comportamento já evidenciado no modelo de três fatores se mantém na tabela 5, ou seja, não há alteração nas magnitudes dos coeficientes RM, SMB e HML, mesmo com a inclusão de fatores relacionados ao prêmio de risco de crédito e prazo. Os coeficientes das constantes não apresentam significância, a 10%. Por outro lado, todos os coeficientes β^m , com exceção de uma carteira, são significantes ao nível de 1%. Como evidenciado em Braga e Leal (2000), não são encontradas evidências de melhor desempenho das empresas menores em relação às maiores - os coeficientes β^{SMB} não apresentam significância a 10%, em sua maioria. Os coeficientes encontrados de β^{HML} são significantes a 10% para a maioria das carteiras e apresentam sinais negativos nas carteiras classificadas com baixo índice vp/vm com crescimento em sua magnitude, à medida da mudança para as carteiras com maior vp/vm, em linha com Fama e French (1993).

4.3 Modelo alternativo com a variação dos diferenciais de juros

Hahn e Lee (2006) utilizam variáveis macroeconômicas ligadas à variação nos prêmios de risco de crédito e de juros como alternativa aos fatores relacionados a tamanho e valor. Porque inovações nestes prêmios capturam revisões das expectativas do mercado em relação às futuras condições do mercado de crédito e de taxa de juros, os autores utilizam fatores na variação entre um período e o período anterior. A tabela 5 mostra que a inclusão destas variáveis, em nível, aumenta o poder explicativo das regressões das carteiras de ativos. Para verificar se a variação dos prêmios de risco de crédito e de prazo são importantes no mercado brasileiro, são realizadas regressões em mínimos quadrados ordinários, representadas na equação 12.

$$R_{i,t} = a_i + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{vdef} VDEF_t + \beta_i^{vterm} VTERM_t + e_{i,t} \quad (12)$$

Na qual $R_{i,t}$ é o excesso de retorno em uma carteira i , no período t , $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado, SMB é o fator relacionado a tamanho, HML é o fator relacionado a valor (vp/vm), $VDEF$ representa a variação negativa do prêmio de risco de crédito e o fator $VTERM$ representa a variação do prêmio de prazo.

Em modelos com três fatores, os diferenciais de juros relacionados ao prêmio de risco de crédito e de prazo foram utilizados, em conjunto com o excesso de retorno da carteira de mercado, como variáveis explicativas dos excessos de retorno das 16

carteiras analisadas. Porém, os fatores em nível ou variação, não foram suficientes para apresentar maiores coeficientes de determinação (R^2) quando comparados ao modelo de cinco fatores, fato evidenciado na tabela 9, na qual são apresentados os prêmios de risco. Por este motivo, a opção pela utilização de um modelo de cinco fatores em que há a inclusão de RM, relacionado à carteira de mercado, SMB, relacionado a tamanho e HML, relacionado a valor.

Os resultados da tabela 6 exibem maiores coeficientes de determinação (R^2) para 10 carteiras quando comparados ao resultado da tabela 5, em que são utilizados os diferenciais de prêmio de risco de crédito e de prazo no nível. Assim, é possível observar que as inovações nos mercados de crédito e de taxa de juros aumentam o poder da explicação dos retornos de ações brasileiras. Além disso, também apresentam R^2 maiores ou iguais quando comparados aos resultados da tabela 3.

Tabela 6 – Modelo de cinco fatores com variações dos prêmios de risco de crédito e de prazo

Esta tabela mostra os resultados da regressão: $R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \beta_i^{vdef} VDEF_t + \beta_i^{vterm} VTERM_t + e_{i,t}$, onde $R_{i,t}$ é o excesso de retorno das 16 carteiras montadas pelo critério de tamanho e do índice valor patrimonial/ valor de mercado. $RM_{m,t}$ é o excesso de retorno da carteira de mercado, SMB e HML são os fatores de Fama e French relacionados a tamanho e a valor patrimonial/valor de mercado que são construídos a partir de 9 carteiras de tamanho e vp/vm. VTERM, relacionado à inovação nas taxas de juros, é a variação negativa do fator TERM, composto pela diferença de taxas da estrutura a termo entre a taxa de juros para 252 dias úteis contra a taxa de 22 dias úteis. VDEF, relacionado às inovações no mercado de crédito, é a variação do fator DEF, correspondente ao prêmio entre taxas de capital de giro e a taxa de 22 dias da estrutura a termo da taxa de juros. As nomenclaturas bm1 a bm4 mostram as carteiras separadas por quartis de vp/vm e t1 a t4 separadas por tamanho. O período da amostra é de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. t() mostra as estatísticas-t dos coeficientes estimados e s(e) é o erro-padrão da regressão, medida relacionada à variância estimada dos resíduos. R^2 é a fração da variância dos excessos de retorno explicada pelas variáveis RM, SMB, HML, VDEF e VTERM. O critério Schwarz é dado por $\log(s_p^2) + p \log(n)/n$, onde n é o tamanho da amostra, p é o número de parâmetros estimados e s_p^2 é o estimador de máxima verossimilhança da variância residual.

a					t(a)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,00	-0,01	0,00	0,00	t1	0,01	-0,63	-0,46	-0,84
t2	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	t2	-1,89	-1,27	-2,39	-0,84
t3	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	t3	-1,93	-1,96	-1,62	-0,32
t4	-0,01	-0,01	0,00	0,01	t4	-1,49	-1,74	-0,02	0,94
β^m					$t(\beta^m)$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,35	-0,36	0,31	0,26	t1	5,36	-3,04	3,39	6,42
t2	0,06	0,30	0,27	0,31	t2	0,73	5,17	5,83	5,94
t3	0,25	0,40	0,43	0,49	t3	5,53	9,27	9,65	7,99
t4	0,61	0,62	0,62	0,73	t4	15,66	18,39	11,46	9,37
β^{SMB}					$t(\beta^{SMB})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,08	-0,75	0,01	0,02	t1	2,39	-13,58	0,30	0,72
t2	-0,03	-0,04	-0,04	-0,01	t2	-0,71	-1,28	-1,77	-0,31
t3	-0,06	-0,02	-0,04	-0,02	t3	-2,47	-0,95	-1,55	-0,65
t4	-0,04	-0,03	-0,07	0,06	t4	-2,16	-1,40	-2,42	1,38
β^{HML}					$t(\beta^{HML})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	-0,29	-0,51	0,02	0,09	t1	-4,17	-4,06	0,18	2,00
t2	-0,23	0,12	0,07	0,18	t2	-2,61	1,90	1,38	3,21
t3	-0,03	0,04	0,13	0,16	t3	-0,64	0,95	2,76	2,44
t4	-0,05	0,07	0,22	0,35	t4	-1,10	1,94	3,74	4,11
β^{VTERM}					$t(\beta^{VTERM})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,15	-1,67	0,23	0,02	t1	0,63	-3,64	0,68	0,11
t2	0,01	0,01	0,38	0,11	t2	0,03	0,07	2,31	0,58
t3	-0,09	0,34	0,50	0,32	t3	-0,55	2,23	3,13	1,46
t4	0,42	0,04	0,07	0,34	t4	2,98	0,34	0,35	1,22
β^{VDEF}					$t(\beta^{VDEF})$				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	2,47	-0,08	-3,62	2,08	t1	1,20	-0,02	-1,39	1,60
t2	-3,17	1,23	3,15	2,28	t2	-1,23	0,68	2,15	1,38
t3	1,86	2,19	5,38	2,38	t3	1,31	1,60	3,79	1,23
t4	0,94	1,00	0,44	3,67	t4	0,76	0,92	0,25	1,49
R^2					s(e)				
Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4	Carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4
t1	0,33	0,74	0,16	0,34	t1	0,07	0,10	0,07	0,04
t2	0,08	0,31	0,32	0,36	t2	0,08	0,06	0,05	0,05
t3	0,36	0,49	0,55	0,45	t3	0,05	0,04	0,05	0,06
t4	0,73	0,80	0,67	0,54	t4	0,04	0,03	0,06	0,08
Critério Schwarz									
carteiras	bm1	bm2	bm3	bm4					
t1	-2,42	-1,58	-2,12	-3,33					
t2	-1,97	-2,66	-3,09	-2,86					
t3	-3,15	-3,24	-3,16	-2,53					
t4	-3,41	-3,70	-2,76	-2,04					

Os resultados mostram que a maioria dos coeficientes β^m continua significativa a 1%. Também neste modelo, a magnitude dos coeficientes das carteiras de menor tamanho é inferior a um. As constantes do modelo mostram coeficientes significantes ao nível de 10% para 5 das 16 carteiras, enquanto o fator relacionado a tamanho, SMB, para 6

carteiras. Os coeficientes β^{SMB} são negativos, ou seja, não denotam melhor desempenho para empresas de menor tamanho, como em Costa Jr e Neves (2000).

Já os coeficientes de β^{HML} apresentam coeficientes significativos a 10% para 11 carteiras. O comportamento descrito do aumento da magnitude dos coeficientes à medida do aumento das carteiras com maior índice vp/vm se mantém como nos outros modelos, como encontrado por Braga e Leal (2000) no mercado brasileiro entre 1990 a 1998 e Hahn e Lee (2006) no mercado norte-americano para o período de 1963 a 2001.

Para as inovações nos prêmios de risco de crédito e de prazo, 2 coeficientes β^{vdef} são significantes a 10% e 5 coeficientes β^{vterm} são significantes a 10%.

4.4 Regressões Fama-MacBeth

A abordagem em dois passos de Fama Macbeth (1973) é aplicada considerando as equações 13 a 18.

$$R_i = \lambda_{0i} + \lambda_{rm} \beta_i^{\text{rm}} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$R_i = \lambda_{0i} + \lambda_{rm} \beta_i^{\text{rm}} + \lambda_{\text{smb}} \beta_i^{\text{smb}} + \lambda_{\text{hml}} \beta_i^{\text{hml}} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$R_i = \lambda_{0i} + \lambda_{rm} \beta_i^{\text{rm}} + \lambda_{\text{vdef}} \beta_i^{\text{vdef}} + \lambda_{\text{vterm}} \beta_i^{\text{vterm}} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$R_i = \lambda_{0i} + \lambda_{rm} \beta_i^{\text{rm}} + \lambda_{\text{def}} \beta_i^{\text{def}} + \lambda_{\text{term}} \beta_i^{\text{term}} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$R_i = \lambda_{0i} + \lambda_{rm} \beta_i^{\text{rm}} + \lambda_{\text{smb}} \beta_i^{\text{smb}} + \lambda_{\text{hml}} \beta_i^{\text{hml}} + \lambda_{\text{def}} \beta_i^{\text{def}} + \lambda_{\text{term}} \beta_i^{\text{term}} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$R_i = \lambda_{0i} + \lambda_{rm} \beta_i^{\text{rm}} + \lambda_{\text{smb}} \beta_i^{\text{smb}} + \lambda_{\text{hml}} \beta_i^{\text{hml}} + \lambda_{\text{vdef}} \beta_i^{\text{vdef}} + \lambda_{\text{vterm}} \beta_i^{\text{vterm}} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Nas quais R_i corresponde ao excesso de retorno médio de 16 carteiras formadas com base em tamanho e valor patrimonial/ valor de mercado e λ_0 equivale à constante. Em cada regressão, cada β representa o conjunto dos coeficientes encontrados para 16 carteiras, relacionados ao fator correspondente em sobrescrito.

A tabela 7 evidencia os resultados de Fama Macbeth (1973). Os resultados da regressão 14 mostram a melhoria do coeficiente de determinação ajustado (R^2) em relação à regressão 13, obtida com a inclusão dos fatores relacionados a tamanho e valor, ou seja, a superioridade do modelo de três fatores de Fama e French em relação ao CAPM, como observado em Cardoso (2006). Os modelos de cinco fatores apresentam os melhores coeficientes de determinação ajustados e, quando se utilizam

os fatores de prêmio de risco de crédito e de prazo em sua variação, o coeficiente de determinação ajustado é de 77%.

Tabela 7 - As regressões de Fama Macbeth (1973)

Esta tabela mostra os coeficientes e a estatística t associada em parênteses das regressões de Fama Macbeth (1973) para o período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005. Na regressão 13, seguem os resultados de $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_{im} + \varepsilon_t$, na qual R_i é o retorno médio das carteiras formadas com base em tamanho e valor patrimonial/ valor de mercado, $i=1,2,\dots,16$ e as variáveis explicativas são a constante e os coeficientes β_i^m , estimados nas regressões *time-series* do excesso de retorno de R_j sobre uma constante e a carteira de mercado j ($j=1,\dots,16$). Na regressão 14, constam os resultados da regressão $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \varepsilon_t$, em que os coeficientes β_i^{smb} e β_i^{hml} são estimados através da regressão *time-series* do excesso de retorno de R_j sobre uma constante, a carteira de mercado j ($j=1,\dots,16$) e os fatores SMB, relacionado ao tamanho da empresa e HML, relacionado ao valor da empresa. Na regressão 15, seguem os resultados da regressão $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{vdef} \beta_i^{vdef} + \lambda_{vterm} \beta_i^{vterm} + \varepsilon_t$, na qual as variáveis explicativas são a constante e os coeficientes β_i^m , β_i^{vdef} e β_i^{vterm} , estimados nas regressões *time-series* do excesso de retorno de R_j sobre uma constante, a carteira de mercado j ($j=1,\dots,16$) e os fatores VDEF, a variação do prêmio de risco de crédito e VTERM, a variação do prêmio de risco de prazo. Na regressão 16, são apresentados os resultados da regressão $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{def} \beta_i^{def} + \lambda_{term} \beta_i^{term} + \varepsilon_t$, na qual as variáveis explicativas são a constante e os coeficientes β_i^m , β_i^{def} e β_i^{term} , estimados nas regressões *time-series* do excesso de retorno de R_j sobre uma constante, a carteira de mercado j ($j=1,\dots,16$) e os fatores DEF, prêmio de risco de crédito e TERM, prêmio de risco de prazo. Na regressão 17, seguem os resultados da regressão $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{def} \beta_i^{def} + \lambda_{term} \beta_i^{term} + \varepsilon_t$ na qual as variáveis explicativas são a constante e os coeficientes β_i^{smb} , β_i^{hml} , β_i^{def} e β_i^{term} , estimados através da regressão *time-series* do excesso de retorno de R_j sobre uma constante, a carteira de mercado j ($j=1,\dots,16$), os fatores SMB e HML, e os fatores DEF e TERM. Na regressão 18, se mostram os resultados da regressão $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{vdef} \beta_i^{vdef} + \lambda_{vterm} \beta_i^{vterm} + \varepsilon_t$ em que as variáveis explicativas são a constante e os coeficientes β_i^{smb} , β_i^{hml} , β_i^{vdef} e β_i^{vterm} , estimados através da regressão *time-series* do excesso de retorno de R_j sobre uma constante, a carteira de mercado j ($j=1,\dots,16$), os fatores SMB e HML, os fatores VDEF e VTERM. O R^2 é ajustado por $R^2 = 1 - (1 - R^2) * [(T-1)/(T-k)]$, sendo T o número de observações e k o número de variáveis explicativas. R^2 é a fração da variância dos excessos de retorno médio explicada pelas variáveis independentes. A estatística F é calculada por $F = [R^2/(k-1)] / [(1 - R^2)/(T-k)]$, segue distribuição F com k-1 graus de liberdade no numerador e T-k graus de liberdade no denominador e testa a hipótese de que todos os coeficientes, excluindo a constante, são nulos. O campo "Prob (Estat F)" traz a significância marginal do teste da Estatística F. Se o p-valor é menor que o nível de significância escolhido, há rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a zero.

Número da regressão		λ_0	λ_m	λ_{smb}	λ_{hml}	λ_{vdef}	λ_{vterm}	λ_{def}	λ_{term}	R^2 Ajustado	Estatística F	Prob (Estat -F)
(13)	Coefficiente	-1,53 (-5,57)	2,71 (4,19)							52%	17,57	0,0009
(14)	Coefficiente	-1,12 (-3,85)	1,35 (1,75)	-2,06 (-2,62)	2,30 (2,85)					62%	9,19	0,0020
(15)	Coefficiente	-1,53 (-5,56)	2,38 (3,64)			0,09 (1,61)	-0,19 (-1,25)			57%	7,73	0,0038
(16)	Coefficiente	-1,64 (-4,81)	2,66 (3,85)					0,03 (0,33)	0,78 (0,61)	48%	5,64	0,0120
(17)	Coefficiente	-0,83 (-2,51)	0,74 (1,08)	-2,76 (-2,97)	3,52 (3,9)			0,26 (2,71)	-0,11 (-0,1)	75%	10,17	0,0011
(18)	Coefficiente	-1,05 (-4,41)	1,48 (2,43)	0,70 (0,59)	2,27 (3,46)	0,09 (2,11)	-1,27 (-2,6)			77%	11,25	0,0008

A tabela 7 mostra, através da Estatística F, a rejeição da hipótese de que todos os coeficientes, com exceção da constante, são iguais a zero e denota que os prêmios de risco, em conjunto, não podem ser descartados para explicação da variação excessos de retornos das ações brasileiras.

Considerado os resultados na regressão 18, observa-se que o prêmio de risco da constante é significativo e negativo, fato que mostra que nem todo risco sistemático é capturado pelos fatores em questão. O fato de o prêmio de risco ser não nulo para a constante mostra que nem todo risco sistemático é capturado pelos fatores presentes

nesta regressão. O prêmio de risco da carteira de mercado é positivo e significativo a 1%, o que denota a importância do excesso de retorno da carteira de mercado na explicação dos retornos das carteiras, em linha com Costa Jr e Neves (2000).

Assim como em Braga e Leal (2000), o prêmio de risco do fator relacionado a tamanho (SMB) não é significativo ao nível de 10%. Já o prêmio de risco do fator relacionado ao valor da empresa (HML) é significativo a 1% e positivo, indicando um prêmio positivo para empresas com maior índice valor patrimonial/ valor de mercado, como em Costa Jr e Neves (2000) e Braga e Leal (2000).

O prêmio de risco do fator VDEF é positivo, como esperado, e significativo a 5%. Este fato denota que existe prêmio de risco associado à mudança no mercado de crédito. Como o fator é construído pela variação negativa de $-(DEF_t - DEF_{t-1})$, o aumento do fator VDEF implica um menor prêmio de risco de crédito, associado à capacidade de pagamento das empresas e que, portanto, gera a perspectiva de maior rentabilidade.

O prêmio de risco associado do fator VTERM é significativo a 5% e negativo, já que aumento na diferença de taxas de juros de curto e longo prazo é sinal de aumento de insegurança econômica e, portanto, menores retornos dos ativos.

5 Considerações finais

Este artigo buscou entender fatores comuns de mercado, tamanho, valor e diferenciais de juros para prêmios de risco de crédito e de prazo para ações brasileiras no período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005.

Para montar as carteiras utilizadas neste estudo, a intersecção de grupos classificados por tamanho e pelo índice valor patrimonial/ valor de mercado gerou 16 carteiras como variáveis dependentes. Como variáveis explicativas, foram utilizadas o excesso de retorno da carteira de mercado, Ibovespa; o fator SMB, fator relacionado a tamanho; o fator HML, relacionado a valor; os diferenciais de juros, relacionados ao prêmio de risco de crédito, DEF e DEF e de prazo, TERM e VTERM, em nível e variação.

O estudo mostra que a inclusão de fatores relacionados a tamanho, a valor e a prêmios de risco de crédito e de taxa de juros leva a resultados superiores em termos da explicação das variações dos retornos das ações das carteiras analisadas. Portanto, se pode questionar se a especificação do CAPM é uma estrutura suficiente para explicar as variações dos retornos das ações. O modelo de três fatores proposto por Fama e French (1992,1993) traz ganho explicativo em relação ao CAPM, porém o modelo de cinco fatores em que são utilizados fatores relacionados à carteira de mercado, ao tamanho, ao valor e às inovações nos prêmios de risco de crédito e prazo apresenta a melhor explicação para a variação dos excessos de retornos das ações. O prêmio de risco associado ao fator tamanho não é significativo, porém, os prêmios de risco não nulos são relacionados aos fatores de carteira de mercado, valor, variação do prêmio de risco de crédito e variação do prêmio de prazo e sugerem a utilização de um modelo multifatorial de apreçamento de ações. Os prêmios não nulos da constante mostram que há parcela do risco sistemático não capturado pelos cinco fatores em questão.

Por fim, a utilização de um modelo multifator no mercado de ações brasileiro deve proporcionar um melhor instrumento de gerenciamento de carteiras de ativos. Diversas estratégias baseadas em ações de valor (alto índice vp/vm), ações de

crescimento (baixo índice vp/vm) e tamanho já foram realizadas com base no estudo de Fama e French (1992, 1993) e outros autores. Se os preços dos ativos refletem a exposição às variáveis de estado que descrevem a economia, os gestores de investimento devem buscar quais são os fatores de risco associados aos retornos destes ativos. Assim, do ponto de vista de um gestor de carteiras, é possível que se tenha a mesma sensibilidade a todas fontes importantes de risco da economia que o índice escolhido, bastando que tenham os mesmos coeficientes de sensibilidade em relação aos diversos fatores.

Como sugestão de estudos futuros, é interessante que se realize análise com a inclusão de outros fatores macroeconômicos, no estilo de Schor et al (2002). Além disso, o mercado brasileiro de títulos corporativos ainda não possui histórico de dados suficientes para uma análise como a realizada em Fama e French (1993), em que realiza um estudo de fatores que explique os retornos de ações, títulos corporativos e títulos do governo. Estudos futuros com séries mais longas de títulos corporativos e do governo ajudarão a identificar se existe um fator comum aos mercados de títulos e de ações.

Referências bibliográficas

ARAÚJO, E.; FAJARDO, J; TAVANI, L. CAPM usando uma carteira sintética do PIB Brasileiro. **Estudos econômicos**, vol. 36, p.465-505, Jul./Ago./Set. 2006.

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

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

BHANDARI, L. Debt/Equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. **Journal of Finance**, vol. 43, p. 507-528, Jun. 1988.

BRAGA, C; LEAL, R. Ações de valor e crescimento nos anos 90. **Relatório Coppead**, v.330, 16 p., Rio de Janeiro, Ago. 2001.

CAMPBELL, J.Y. Understanding risk and return. **Journal of Political Economy**, vol.104, p. 298-345, Abr. 1996.

CARDOSO, N. Santander ad-hoc quantitative – Fama & French visit Brazil. **Latin America Equity Research, Quantitative report**, Jul. 2006 (2006a).

CARDOSO, N. Style investment using Fama & French's model – 4Q06 recommendations for the Brazilian stock market. **Latin America Equity Research, Quantitative report**, Set. 2006 (2006b).

CHEN, N.; ROLL, R; ROSS, S. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**, vol. 59, no. 33, p. 383-403, Jul. 1986.

COCHRANE, J. **Asset Pricing**. Estados Unidos da América: Princetown University Press, 2005. 533 p.

COSTA JR.; NEVES, M. Variáveis fundamentalistas e os retornos das ações. **Revista Brasileira de Economia**, v.54, n.1, p.123-137, Jan./Fev./Mar. 2000.

COX, J.; INGERSOLL, J.; ROSS, S. An intertemporal general equilibrium model of assets prices. **Econometrica**, 53, p. 363-84, Mar. 1985.

DANTHINE, J.; DONALDSON, J. **Intermediate Financial Theory**. Estados Unidos da América: Elsevier Academic Press, 2005. 377 p.

FAMA, E. **Foundations of finance: portfolios decisions and securities prices**, Estados Unidos da América: Basic Books, 1976. 395 p.

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

_____. Size and book-to-market factors in earnings and returns. **Journal of finance**, v.50, p. 131-155, Mar. 1995.

_____. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of economic perspectives**. v.18, n. 3, p. 25-46, 2004.

_____. The cross-section of expected stock returns, **Journal of Finance**, v.47, n.2, p. 427-465, Jun. 1992.

_____. Value versus growth: the international evidence. **Journal of finance**. v.53, n. 6, p. 1975-1999, Dez. 1998.

GIBBONS, M; ROSS, S; SHANKEN, J. A test of the efficiency of a given portfolio. **Econometrica**, vol. 57, p. 1121-1152, Set. 1989.

HAGLER, C.; BRITO, R. Testando a eficiência dos índices de ações brasileiros. **RAUSP**, vol.42, no.1, Jan./Fev./Mar. 2007.

HAHN, J.; LEE, H. J. Yield *spreads* as alternative risk factors for size and book-to-market. **Journal of financial and quantitative analysis**, vol.41, no.2, p.245-269. Jun. 2006.

HORNG, W. (1997). **Testes de validade do Capital Asset Pricing Model no mercado acionário de São Paulo: um estudo indicativo do poder de teste da metodologia de Fama Macbeth**. Dissertação de mestrado, Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil.

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

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

LITTERMAN, R; SCHEINKMAN, J. Common factors affecting bond returns. **The journal of fixed income**, p. 54-61, Jun. 1991.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v.7, no.1, p. 77-91, Mar. 1952.

NEVES, M; LEAL, R. Anomalias no mercado de ações e o crescimento do PIB brasileiro. **Cadernos discentes COPPEAD**, Rio de Janeiro, no.18, p.5-31, Mar. 2003.

PEREZ-QUIROS, G; TIMMERMAN, A. Firm size and cyclical variation in stock returns. **Journal of Finance**, v.55, p.1229-1262, Jun. 2000.

PEROLD, A. F. The Capital Asset Pricing Model. **Journal of Economic Perspectives**. V. 18, n. 3, p. 3-24, 2004.

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

ROMARO, P. (2000). **O efeito tamanho na Bovespa: um estudo sobre os retornos e a volatilidade dos retornos nos portfólios de ações**. Dissertação de mestrado, Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, Brasil.

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

SCHOR, A.; BONOMO, M.; VALLS, P. Arbitrage pricing theory (APT) e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro, **Revista de Economia e Administração**, v.1. no.1,38-63p., Jan./Mar. 2002.

SILVEIRA, H. P.; BARROS, L.A.; FAMA, R.. 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.

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

TOBIN, J. **Liquidity preference as behavior toward risk**. The review of Economic Studies, vol. XXVI, Fev.1958.