

Fatores comuns de risco de mercado, tamanho, valor e diferenciais de juros nos retornos esperados das ações brasileiras

Ricardo D. Brito

Vivian Y. Murakoshi

Insper Working Paper

WPE: 195/2009



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

Fatores comuns de risco de mercado, tamanho, valor e diferenciais de juros nos retornos esperados das ações brasileiras [#]

VIVIAN Y. MURAKOSHI* e RICARDO D. BRITO**

Resumo

Este artigo testa se alguns fatores de risco comuns documentados na literatura internacional são capazes de explicar a variação seccional dos retornos esperados das ações da BOVESPA. Mostra-se que fatores relacionados ao tamanho, à avaliação, ao risco de crédito e ao risco de prazo explicam a variação dos retornos esperados em adição à carteira de mercado. Apesar do padrão dos fatores brasileiros diferir do norte-americano, igualmente conclui-se pela insuficiência do referencial de mercado como único fator de risco sistemático.

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

Abstract

This paper tests the existence of systematic influences in the Brazilian stock returns. It finds that the inclusion of common factors related to size, book-to-market equity, credit and term spreads improves the market index cross-section explanation of stocks returns. Although the relations documented in Brazil differ from the international evidence, it also indicates that stock market index is not sufficient to capture all systematic risk.

Keywords: asset pricing models, Brazilian stock market, risk premium

JEL Code: G12, E44

[#] Agradecemos aos comentários de Eurilton Araújo, Nilton Cardoso, Eduardo Noman, Antonio Z. Sanvicente e Luciano Sobral que muito contribuíram para aprimorarmos este artigo. Todas as imprecisões remanescentes são de nossa inteira responsabilidade.

* Mestre em Economia pelo Ibmec São Paulo

** Professor do Insper Ibmec São Paulo e Pesquisador do CNPq (processo no. 309602/2003-3). Email: RicardoDOB@insper.org.br

1) INTRODUÇÃO

Desde o estabelecimento da Moderna Teoria de Carteiras, por Markowitz (1952), Sharpe (1964), Lintner (1965), Fama (1970), Black (1972), Merton (1973) e Ross (1976), entre outros, entende-se que qualquer diferencial de retorno esperado deve ser explicado pela diferente sensibilidade aos fatores de risco não-diversificável. Seja da ótica do CAPM, do ICAPM ou do APT, num mercado eficiente, qualquer excesso de retorno esperado é remuneração pela sensibilidade àquelas fontes de risco sistemáticas que não se neutralizam pela simples diversificação.

De acordo quanto ao princípio que um elevado retorno esperado se explica pela correlação do ativo com fontes de risco que o conjunto dos investidores não consegue eliminar de suas carteiras, os modelos acima diferem sobre quantos e quais fatores seriam fontes de risco sistemático, questão fundamental para decisões financeiras, que precisa ser resolvida empiricamente.

Na literatura internacional, são incontáveis os testes do CAPM, como Black et al. (1972), Fama e MacBeth (1973) ou Fama e French (1992), rejeitando a hipótese que a carteira de mercado é um fator suficientemente geral para explicar todo o risco sistemático. Como a implicação de unicidade do fator não se sustenta empiricamente, a maioria das extensões do CAPM apresenta uma expressão multifatorial para o retorno esperado. Por exemplo, no caso mais geral do ICAPM, o investidor prefere alto retorno esperado e baixa variância, mas também se preocupa com as covariâncias do retorno da carteira com outras variáveis de estado. Portanto, implementações do ICAPM devem especificar as variáveis de estado que afetam os retornos esperados, como renda do trabalho, preço do consumo ou oportunidade de investimentos. Uma abordagem alternativa é a utilizado por Fama e French (1992, 1993) que, ao documentarem excessos de retorno médios mais altos para empresas pequenas e com elevada razão valor patrimonial/valor de mercado, identificam os fatores de tamanho e de valor como refletindo dimensões do risco sistemático não capturadas pela carteira de mercado.

Mais alinhado com o APT de Ross (1976) que com o ICAPM, o modelo de Fama e French (1992, 1993) não deriva a importância dos fatores tamanho e valor a partir da otimização microeconômica e, portanto, não fornece um modelo completo para explicação racional dos retornos.

Neste contexto, Hahn e Lee (2006) utilizam variáveis macroeconômicas ligadas aos 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. Portanto, sugerem que os prêmios por tamanho e valor são compensações pela maior exposição ao risco relacionado às condições de crédito e de prazos.

Limitada pela indisponibilidade de séries temporais suficientemente longas – consequência da instabilidade inflacionária dos anos 80 – a literatura brasileira sobre o tema é menos extensa. Por exemplo, 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. Constatam a significância destas nos retornos das ações, com impacto negativo das variáveis preço/lucro e valor de mercado e impacto positivo do índice valor patrimonial/preço. Apesar da influência das três variáveis, o beta relacionado ao mercado é o de maior destaque na explicação dos retornos das ações. Outro estudo citado é Schor et al. (2002), que implementam uma versão de APT proposta por Chen et al. (1986), com variáveis macroeconômicas como fatores de risco comum para o período de 1987 a 1997. Apesar de não encontrarem estatísticas significativas para os prêmios de risco dos fatores, entendem que o APT explica melhor o retorno dos ativos que o CAPM. Cardoso (2006a) também conclui

pela superioridade da abordagem multifatorial, ao testar o CAPM e o modelo de 3 fatores de Fama e French (1992, 1993) nos mercados Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo), Nível 1, 2 e Novo Mercado entre 2000 e 2006.

No presente estudo, tenta-se mais uma vez explicar o retorno esperado das ações negociadas na Bovespa no período de Julho de 1996 a Dezembro de 2005 pelo argumento de remuneração pelo risco não-diversificável. Em busca de possíveis influências sistemáticas comparáveis com a literatura internacional, replica-se Hahn e Lee (2006) para o Brasil. Faz-se portanto uma análise de regressões de excessos de retornos 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 aos riscos de crédito (*default spread*) e de prazo (*term spread*) – estes últimos medidos pelo nível dos diferenciais de risco e prazo – para replicar o modelo de cinco fatores de Fama e French (1993);
- (iv) os fatores relacionados ao mercado, ao tamanho, ao valor das empresas e às inovações dos riscos de crédito e de prazo – os dois últimos medidos pela variação dos diferenciais de risco e prazo – como sugerido por Hahn e Lee (2006).

Para reduzir o problema dos erros em variáveis e melhorar a precisão dos betas estimados, seguimos um procedimento semelhante a Black et al. (1972), trabalhando com 16 carteiras agrupadas segundo o tamanho e o valor de mercado, como indicado em Fama e French (1992, 1993). A estimação dos prêmios de risco segue a metodologia em dois estágios de Fama MacBeth (1973), que trata o problema de correlação dos resíduos das regressões seccionais de retornos.

Os resultados demonstram que a especificação do CAPM não parece suficiente para o apreçamento de ações no mercado brasileiro, já que a inclusão de outros fatores de risco aprimora a explicação dos retornos. 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 fatores comuns são relacionados à de carteira de mercado, ao valor, à variação do prêmio de risco de crédito e à variação do prêmio de prazo. O prêmio de risco associado ao fator tamanho não se mostra significativo na amostra examinada.

O presente trabalho é dividido em cinco partes, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta uma revisão bibliográfica sobre o tema. Na terceira parte, é detalhada a construção das carteiras e dos potenciais fatores de risco, bem como a metodologia utilizada. Em seguida, a seção 4 analisa os resultados encontrados. A última seção apresenta considerações finais.

2) REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O modelo de otimização de carteira segundo o critério de média-variância de Markowitz (1952) é um grande marco para a teoria moderna de finanças. Por uma abordagem quantitativa, estabelece a existência de uma fronteira eficiente, formada por carteiras com o maior retorno para um dado nível de risco ou com o menor risco para determinada taxa de

retorno esperado. Com base matemática da fronteira eficiente de Markowitz, Sharpe (1964) e Lintner (1965) determinam as implicações do equilíbrio do mercado de ativos no CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Suas hipóteses são que: (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 uma mesma taxa de juros livre de risco para investimento ou financiamento. Como resultado, a carteira de mercado é capaz de sintetizar todo o risco sistemático da economia e, por consequência, é eficiente na troca entre retorno esperado e risco. Sendo assim, o retorno esperado de qualquer ativo é função da correlação deste com a carteira de mercado. Ou seja, a remuneração pelo risco de um investimento não é medida pelo desvio-padrão do mesmo, já que o risco não-sistemático pode ser eliminado por diversificação, mas pelo seu beta que mede a contribuição deste para o risco agregado da economia.

As críticas ao CAPM são originadas a partir de sua base teórica e da dificuldade de comprovação empírica do modelo. Diversos estudos, como Black et al. (1972), constataam que os interceptos das regressões que relacionam o retorno dos ativos ao índice de mercado são consistentemente superiores à taxa de juros sem risco média (evidência seccional ou temporal), e o coeficiente dos betas inferior ao excesso de retorno médio do mercado. Dentre as explicações possíveis estariam 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 e French (2004), o 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 comuns. O modelo não determina quantos ou quais fatores devem ser utilizados, apenas indica que devem representar variáveis de estado que produzam risco não-diversificável, por exemplo de âmbito macroeconômico ou setorial. Há diversos estudos empíricos acerca do APT que envolvem diferentes abordagens para determinação das variáveis utilizadas como fatores: (i) atributos específicos de cada ativo; (ii) carteiras de ativos suficientemente diversificados que representem os riscos sistemáticos do mercado acionário e (iii) variáveis que explicitem 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. 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 testado implica prêmios não nulos. Embora desde então, tal procedimento tenha sofrido diversas críticas, bem resumidas em Petersen (2008), a indicação é que mantém bom desempenho no estudo de retornos, onde o efeito fixo da firma deve ser pequeno.

Chen et al. (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 et al (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 et al. (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.

Outro estudo notório que contraria as previsões do CAPM é Fama e French (1993), que 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, mostram 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 por Basu (1983) e Bhandari (1988). Perold (2004) explica que estas duas dimensões não constituem os próprios fatores de risco, mas podem ser considerados *proxies* para variáveis de estado não-identificadas que geram risco sistemático.

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), valor (HML) e 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 apontam influência significativa destas variáveis na rentabilidade média das carteiras, sendo negativa para as variáveis preço/lucro e tamanho, e positiva para 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 Bovespa, Nível 1, 2 e Novo Mercado, 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, 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 testes de modelos é realizada com ações. Fama e French (1993) expandem a análise para o mercado de títulos de renda fixa 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 de renda fixa 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 ao retorno das carteiras de ativos, taxas de juros, crescimento do PIB, investimento e outras variáveis macroeconômicas, todas capazes de medir o estado da economia. A utilidade marginal do consumo responde às 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 argumentos 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) sendo SMB 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. Por sua vez, a utilização do prêmio de prazo como alternativa ao fator HML tem como base 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; (ii) empresas com alto índice valor patrimonial/ valor de mercado possuem maior alavancagem [Fama e French (1992, 1995)]; e (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 valor são uma compensação pela maior exposição aos riscos de crédito e prazo no mercado de juros.

Na seqüência deste trabalho, replica-se Hahn e Lee (2006) para o Brasil com o objetivo de melhor entender o padrão de retornos esperados brasileiros e sua relação com fatores comuns de possível interpretação macro.

3) 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 Econômica. 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 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) A taxa de juros sem risco e o fator mercado

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 liquidez. 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, reportam uma evidência contra o CAPM e sugerem o estudo de modelos de múltiplos fatores alternativos ao CAPM.

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 tamanho (SMB) e valor (HML)

Para montar as carteiras denominadas SMB (*small minus big*) e HML (*high minus low*), Fama e French (1992,1993) utilizam seis carteiras de ações obtidas a partir da intersecção de duas carteiras baseadas em tamanho e três carteiras baseadas em valor patrimonial/ valor de mercado (vp/vm)., . A decisão 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.

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 grupo, 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”. Ou seja, o fator SMB exclui as carteiras das empresas de tamanho médio. 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”. Ou seja, o fator HML exclui as carteiras das empresas com razão (vp/vm) média.

É importante deixar claro que esta divisão do mercado em nove carteiras e exclusão das carteiras intermediárias serve para a construção dos fatores SMB e HML (variáveis explicativas), enquanto que a divisão do mercado em 16 carteiras, no subitem 3.5 a seguir, serve para a construção das carteiras a serem explicadas pelos modelos (variáveis dependentes).

3.4) Os fatores de risco de crédito e de variação dos juros

Chen et al. (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 et al. (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 et al. (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 se fundamenta no fato que o diferencial de prazo é alto em períodos de recessão e aumenta à medida que o nível médio das taxas de juros declina. 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)], aumentos no prêmio de taxas de juros devem estar associados a maiores retornos médios 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.

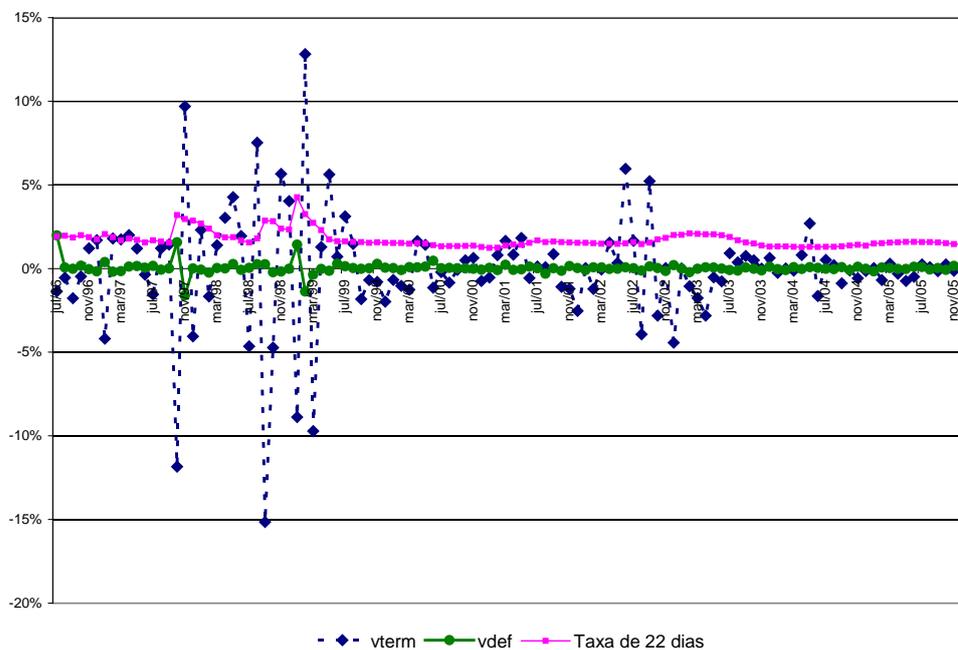
3.5) As carteiras a serem explicadas (variáveis dependentes)

Fama e French (1993) utilizam como variáveis explicadas (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.

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.



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 os baixos excessos de retorno das ações no período, aspecto também documentada para o agregado das companhias abertas por Brito et al. (2009).

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 interseção 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 Economatica 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. À carteira de mercado deveria corresponder o 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), construídos como descrito no subitem 3.3. 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 e 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 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 as equações (6) e (7):

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

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

A estatística t:

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

é construída de acordo com a equação (7).

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 – Estimativas do CAPM

Esta tabela mostra os resultados da regressão por mínimos quadrados ordinários: $R_{i,t} = a_j + \beta_i^m RM_{m,t} + e_{i,t}$, 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.

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(β^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

A tabela 4 mostra os resultados da regressão em 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.

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 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.

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

Esta tabela mostra os resultados da regressão por mínimos quadrados ordinários: $R_{i,t} = a_j + \beta_i^m RM_{m,t} + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + e_{j,t}$, 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, construídos como descrito no subitem 3.3. 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.

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

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 análise do mercado de ações e de títulos de renda fixa, Fama e French (1993) testam os fatores comuns de risco nos retornos destes ativos financeiros. 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 de renda fixa: 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):

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

onde $R_{i,t}$ representa o excesso de retorno das 16 carteiras i 's, montadas pelo critério de tamanho e 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 16 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 et al. (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%.

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).

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, construídos como descrito no subitem 3.3. 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.

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(β^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(β^{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(β^{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(β^{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(β^{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

4.3) Um 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 7, 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.

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 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%.

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

Esta tabela mostra os resultados da regressão: $R_{i,t} = a_j + \beta_1^m RM_{m,t} + \beta_1^{SMB} SMB_t + \beta_1^{HML} HML_t + \beta_1^{VDEF} VDEF_t + \beta_1^{VTERM} VTERM_t + e_{i,t}$, 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, construídas como descrito no subitem 3.3. 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.

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

4.4) Regressões de Fama-MacBeth

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

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

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

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

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

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

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

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). Entre 13 e 14, observa-se a melhoria dos coeficientes de determinação ajustado (R^2) 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 resultados 18 e 19 evidenciam que os prêmios de risco de crédito e de juros, em nível ou variação, em conjunto com a carteira de mercado, apresentam R^2 inferiores ao modelo de três fatores de (14), motivo pela utilização dos modelos de cinco fatores. 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, R^2 é de 77%.

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 em (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 em (18). 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).

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. Em (16), seguem os resultados da regressão $R_i = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \varepsilon_t$, 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_{it} sobre uma constante e a carteira de mercado R_{mt} . Em (17), 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^m , β_i^{smb} e β_i^{hml} são estimados através da regressão *time-series* do excesso de retorno de R_{it} sobre uma constante, a carteira de mercado R_{mt} e os fatores SMB, relacionado ao tamanho da empresa e HML, relacionado ao valor da empresa. Em (18), 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_{it} sobre uma constante e a carteira de mercado R_{mt} e os fatores VDEF, a variação do prêmio de risco de crédito e VTERM, a variação do prêmio de risco de prazo. Em (19), 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_{it} sobre uma constante e a carteira de mercado R_{mt} e os fatores DEF, prêmio de risco de crédito e TERM, prêmio de risco de prazo. Em (20), 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^m , 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_{it} sobre uma constante e a carteira de mercado R_{mt} , os fatores SMB, relacionado ao tamanho da empresa e HML, relacionado ao valor da empresa, os fatores DEF, relacionado ao risco de crédito e TERM, relacionado ao risco de prazo. (21) mostra os resultados da regressão $R_{it} = \lambda_0 + \lambda_m \beta_i^m + \lambda_{smb} \beta_i^{smb} + \lambda_{hml} \beta_i^{hml} + \lambda_{vdef} \beta_i^{vdef} + \lambda_{vterm} \beta_i^{vterm} + \varepsilon_t$ em que as variáveis explicativas são a constante e os coeficientes β_i^m , 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_{it} sobre uma constante e a carteira de mercado R_{mt} , os fatores SMB, relacionado ao tamanho da empresa e HML, relacionado ao valor da empresa, os fatores VDEF, a variação do prêmio de risco de crédito e VTERM, a variação do prêmio de risco de prazo. 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_{rm}	λ_{smb}	λ_{hml}	λ_{vdef}	λ_{vterm}	λ_{def}	λ_{term}	R^2 Ajustado	Estatística F	Prob (Estat -F)
(13)	Coeficiente	-1,53 (-5,57)	2,71 (4,19)							52%	17,57	0,0009
(14)	Coeficiente	-1,12 (-3,85)	1,35 (1,75)	-2,06 (-2,62)	2,30 (2,85)					62%	9,19	0,0020
(15)	Coeficiente	-1,53 (-5,56)	2,38 (3,64)			0,09 (1,61)	-0,19 (-1,25)			57%	7,73	0,0038
(16)	Coeficiente	-1,64 (-4,81)	2,66 (3,85)					0,03 (0,33)	0,78 (0,61)	48%	5,64	0,0120
(17)	Coeficiente	-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)	Coeficiente	-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

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 os fatores comuns de 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, a intersecção de grupos classificados por tamanho e pelo índice valor patrimonial/ valor de mercado gerou 16 carteiras. 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.

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, não se pode afirmar que 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, porém o modelo de cinco fatores, que utiliza as inovações nos prêmios de risco de crédito e prazo como fatores adicionais, apresenta o melhor coeficiente de determinação da variação dos excessos de retornos das ações. O prêmio de risco associado ao fator tamanho não é significativo. Porém, os prêmios não-nulos relacionados à carteira de mercado, valor, variação do prêmio de risco de crédito e variação do prêmio de prazo sugerem a utilização de um modelo multifatorial de apreçamento de ações e gestão de investimentos. Por fim, interceptos estimados significativos mostram que ainda há uma parcela do risco sistemático não capturada pelos cinco fatores em questão.

REFERÊNCIAS:

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.

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.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, vol.45, n.3, p. 444-454, 1972.

BLACK, F.; JENSEN, M.; SCHOLES, M. The CAPM: Some Empirical Tests. In: JENSEN, M. ed. **Studies in the Theory of Capital Markets**, Praeger, New York, 1972, p. 79-121.

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

BRITO, R; MONTEIRO, R.; PIMENTEL, G. O Custo do Capital e o Retorno do Investimento Corporativo no Brasil entre 1994-2008. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, prelo, 2009.

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: Princeton 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.

FAMA, E. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, **Journal of Finance**, v.25, n.2, p. 383-417, 1970.

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

_____. 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.

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

FAMA, E.; MACBETH, F. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. **Journal of Political Economy**, v.81, n.3, 607-636, 1973.

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.

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

MERTON, R. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, vol. 41, p. 867-887, 1973.

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.

PETERSEN, M. Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. **Review of Financial Studies**, forthcoming, 2008.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests. **Journal of Financial Economics**, 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.