

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

LUIZ FERNANDO PEREIRA ALVES JUNIOR

ANÁLISE DO MODELO DOS TRÊS FATORES APLICADO À BM&F BOVESPA

SÃO PAULO
2011

LUIZ FERNANDO PEREIRA ALVES JUNIOR

ANÁLISE DO MODELO DE TRÊS FATORES APLICADO À BM&F BOVESPA

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman

SÃO PAULO
2011

Alves Jr, Luiz Fernando.

Análise de Modelo dos Três Fatores aplicado à BM&F Bovespa / Luiz Fernando Alves Jr. - 2011.

46 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Bolsa de Valores de São Paulo. 2. Ações (Finanças) - Brasil. 3. Investimentos. 4. Mercado financeiro. I. Rochman, Ricardo Ratner. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.764

LUIZ FERNANDO PEREIRA ALVES JUNIOR

ANÁLISE DO MODELO DE TRÊS FATORES APLICADO À BM&F BOVESPA

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial

Campo de conhecimento: Finanças

Data de aprovação:

Banca Examinadora

Prof. Dr. Ricardo Rartner Rochman
(Orientador)
FGV-SP

Prof. Dr. Paulo Beltrão Fraletti
FGV-SP

Prof. Dr. Rafael Schiozer
FGV-SP

DEDICATÓRIA

Para Maria Cristina, Deborah e Luiz Fernando

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente ao meu orientador, Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman, que me incentivou, apoiou e forneceu todos os subsídios para a confecção deste trabalho. Agradeço também aos demais professores da banca examinadora, Prof. Dr. Paulo Beltrão Fraletti e Prof. Dr. Rafael Schiozer pela leitura e avaliação deste estudo.

Agradeço à minha companheira Marina por todo o apoio durante as longas horas de estudo.

Um especial agradecimento aos meus três pais, Maria Cristina, Deborah e Luiz Fernando, que me deram a disciplina, educação e motivação necessária para chegar até a este ponto, e sempre foram os maiores entusiastas em relação aos meus estudos.

Agradeço também ao meu amigo João Ricardo, presença constante em toda essa caminhada, cujas palavras de incentivo foram essenciais para a conclusão deste trabalho.

Por último, agradeço ao Banco Itaú, e em especial ao Marcello Siniscalchi, por ter me proporcionado esta oportunidade de desenvolvimento acadêmico e pessoal, além de ter me formado como profissional.

RESUMO

O modelo de três fatores de Fama & French (1993) é uma extensão do modelo de precificação de ativos de Sharpe (1963), Lintner (1965) e Black (1972), o CAPM. Em Fama & French (1993), o valor de mercado e o valor contábil das empresas são adicionados como variáveis explicativas ao fator de risco de mercado β do CAPM.

O objetivo deste trabalho é testar o poder explicativo do modelo de três fatores para o mercado acionário brasileiro. A inovação deste trabalho foi a utilização de um universo de ações móvel, no qual os títulos que são lançados na Bovespa no período de análise vão sendo incorporadas à base de dados conforme atingem os requisitos do modelo. Trata-se de uma abordagem inovadora, já que tradicionalmente o universo de ações que compõe a amostra é rígido do início ao fim do período de análise. Esta abordagem foi desenvolvida com o intuito de mitigar o problema de falta de dados do mercado acionário brasileiro. O período de análise foi de 2000 à 2011, e as ações utilizadas foram todas aquelas que possuíam um histórico confiável e apresentaram pelo menos um negócio à cada dois meses.

A análise do Modelo de Três Fatores foi realizada utilizando a metodologia de séries temporais de Black, Jensen e Scholes (1972), da mesma forma que Fama & French (1993). Como variável dependente foram utilizadas 16 carteiras, oriundas do cruzamento das ações divididas em 4 percentis iguais pelos seus valores de mercado (ME), e 4 percentis iguais pela razão valor de mercado pelo valor contábil (ME/BE). Como variáveis independentes foram construídas duas séries de retorno que replicam os fatores de risco valor de mercado, SMB, e a razão valor de mercado pelo valor contábil, HML. Estas foram construídas pela diferença dos retornos das ações de maior ME e menor ME; e pela diferença do retorno das de maior ME/BE, pelas de menor ME/BE. O método de estimação dos coeficientes das regressões utilizado foi o dos mínimos quadrados ordinários.

Os resultados do Modelo encontrados para a bolsa brasileira foram similares àqueles encontrados por Fama & French (1993). O Modelo apresentou maior poder explicativo para os retornos dos *portfolios* analisados que o CAPM, e mostrou-se estatisticamente significativa para 15 das 16 carteiras. Os coeficientes das regressões relativos aos fatores de risco SMB e HML apresentaram, em sua maioria, os mesmo sinais que os encontrados por Fama & French (1993). Foi encontrada uma discrepância relativa ao sinal do fator HML para as carteiras de maior ME/BE, cuja explicação está atrelada ao momento da economia e mercados no período. Por fim, o Modelo e a discrepância foram reavaliados dividindo-se o período de análise em pré e pós-crise de 2008. O modelo mostrou maior poder explicativo para o período pós-crise que para o pré-crise. A mesma discrepância do sinal de HML foi encontrada no pré-crise, entretanto não foi verificada no pós-crise.

Palavras-chave: Modelo de Três Fatores, Fama & French, BM&F Bovespa

ABSTRACT

Fama & French (1993) Three Factors Model is an extension of the Sharpe-Lintner & Black (1972) asset-pricing model, the CAPM. In this model, the market value and ratio price to book value of the firms are incorporated as explainable variables to the CAPM, adding to the market-risk factor β of the model. The Three Factors Model was originally developed to the American stock market and then successfully rolled-over to several different countries markets. Some studies have been done to the Brazilian case however the lack of data has compromised the results.

The aim of this work is to test the Fama & French (1993) model to the Brazilian stock market using a new methodology to build the portfolios. The innovation in this work is the usage of a moving data-base that incorporates new stocks to the portfolios as they debut in the stock market and reaches the liquidity parameters for the model. In the previous works, the databases were made of fixed sets of stocks. This methodology aims to mitigate the lack of data problem in the Brazilian stock market. The period of analysis is from 2000 to 2011, and the stocks used to build the portfolio are those with reliable data and the ones that present at least one trade per 2 months.

The analysis of the Three Factors Model were made using the Black, Jensen & Scholes (1972) linear regression approach, the same applied by Fama & French (1993) in their work. Sixteen portfolios were used as the dependent variables. They were built through the crossing of 4 groups of stocks organized according to their market value (ME) and their ratio price to book value (ME/BE). Two portfolios were built as the independent variables. They are a set of stocks that mimic the market value risk factor, the SMB portfolio, and the price to book-value risk factor, the HML portfolio. The method used to estimate the parameters of the equation was the Ordinary Least Square.

The results found for the Brazilian stock market were very similar to the ones found by Fama & French (1993). The first one was the same empirical contradictions of the CAPM found by Fama & French (1993) for the American market. The Betas from the CAPM had no apparent relation to the expected return of the stocks. Next, the Three Factors Model presented a higher explaining (R^2) power to the portfolios returns and was statistically significant to 15 of the 16 tested portfolios. The coefficient of the regressions related to the risk factors SMB and HML presented, in the vast majority, the same signals of the ones found by Fama & French (1993). A small discrepancy was found in some HML coefficients and it was explained by the performance of the Brazilian economy and stock market in the period. At last the Three Factors Model proved itself a much better tool to evaluate the risk factors of Brazilian stocks than the CAPM.

Keywords: Three Factors Model, Fama & French, BM&F Bovespa

ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 : Número de ações que compõe a amostra ao longo do período de análise	24
Gráfico 2 : Mediana do Valor de Mercado (ME) das ações da amostra ao longo do período de análise.....	25
Gráfico 3 : Percentis 30 e 70 da razão valor de mercado pelo valor contábil das empresas da amostra, no período analisado	26

TABELAS

Tabela 1 : Estatísticas descritivas dos retornos dos <i>portfolios</i> utilizados nos testes.	28
Tabela 2 : Quantidade média de ações utilizadas na composição dos <i>portfolios</i>	29
Tabela 3 : Valor de Mercado (ME) médio dos <i>portfolios</i>	29
Tabela 4 : Estimação do Beta e do intercepto para o modelo CAPM	31
Tabela 5 : Ordenação dos <i>Portfolios</i> de acordo com o beta obtido pelo modelo CAPM	32
Tabela 6 : Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores – 1ª Estimação, com todas as variáveis	33
Tabela 7 : Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores – Re-estimação das equações para as carteiras que apresentaram alguma variável estatisticamente não-significante. Os resultados das carteiras obtidas anteriormente foram repetidos	34
Tabela 8 : Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores para o período de Julho de 2001 a Agosto de 2008	39
Tabela 9 : Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores para o período de Setembro de 2008 a Julho de 2011	40

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	15
2.1 Estudos para a Bolsa Brasileira	18
3. METODOLOGIA	22
3.1. Amostra	22
3.2. Cálculo das carteiras hipotéticas SMB e HML	25
3.3. Composição das carteiras de teste e estatística descritiva das variáveis ..	27
3.4. Equações	29
4. RESULTADOS	31
4.1. Análise do Modelo para os períodos pré e pós-crise de 2008	37
5. CONCLUSÕES	41
6. REFERÊNCIAS	45

1. INTRODUÇÃO

O mercado acionário brasileiro sofreu um forte desenvolvimento nos últimos 15 anos. A partir da estabilização da economia no final dos anos 90, abriu-se a possibilidade das empresas fazerem planejamentos de médio e longo prazo, o que as levou a utilizar, com maior frequência, o mercado acionário como fonte de financiamento. Assim, no início do plano real a Bolsa brasileira era composta basicamente por ações das empresas recém-privatizadas, tendo predominância na carteira teórica do Ibovespa as ações de telefonia, mineração, siderurgia, petróleo e do setor elétrico. Estas empresas possuem características semelhantes. São empresas de grande valor de mercado, alta geração de fluxo de caixa, e geralmente negociam a um baixo valor de mercado em relação ao valor contábil. Estas são chamadas de *Value Stocks*

A partir da metade dos anos 2000, após vários anos de estabilidade, o mercado acionário brasileiro assistiu ao lançamento de ações de praticamente todos os setores relevantes da economia. Juntaram-se às *Value Stocks* ações de diversas empresas pequenas, em segmentos da economia de alto crescimento, como construção civil e tecnologia. Estas são empresas que geralmente não geram fluxo de caixa no início da vida já que, por estarem crescendo aceleradamente, reinvestem todos os recursos provenientes da operação na própria expansão. Estas ações são chamadas de *Growth Stocks*.

Atualmente o mercado brasileiro pode ser considerado um mercado diversificado, já que possui um universo de ações relativamente grande de empresas com características distintas, ainda mais quando comparado aos mercados acionários de outros países em desenvolvimento. Por este motivo hoje a bolsa Brasileira disputa com o México o título de bolsa mais importante dos mercados latino-americanos. Em termos de liquidez (valor, em dólares, transacionado por dia) a bolsa Brasileira fica atrás apenas da China dentre os países denominados emergentes.

Num mercado diversificado como o brasileiro, a compreensão dos fatores de risco de uma determinada ação torna-se essencial para a atribuição do seu “valor de mercado justo”, feito por diversas metodologias como o fluxo de caixa descontado, ou múltiplo alvo. De forma ilustrativa, é importante entender quais os principais fatores de risco que influenciam o retorno esperado das ações de uma empresa do setor elétrico, e de que forma este retorno se diferencia de uma ação do mercado imobiliário. De forma intuitiva, espera-se que o retorno exigido para uma acionista investir no primeiro, um setor de grande previsibilidade de fluxo de caixa e baixo crescimento, seja menor do que o retorno exigido para investir no segundo, onde não há geração de fluxo de caixa por um bom período, e o risco associado ao crescimento e desenvolvimento do business é muito maior. Este é o objeto de investigação do trabalho.

Desde o final da década de 50, muitos estudos foram feitos com a intenção de relacionar estes fatores de risco de uma determinada ação ou *portfolio*. Entende-se como fatores de risco os determinantes do prêmio de risco de uma ação em relação ao risco sistêmico do mercado. A primeira teoria de grande aceitação neste campo de estudo foi o modelo CAPM de Sharpe (1963), Lintner (1965) e Black (1972), no qual os autores concluíram que existia uma relação linear entre o retorno em excesso de uma determinada ação (retorno acima da taxa de juros livre de risco do país) e o retorno em excesso do mercado acionário como um todo. Este fator, no modelo, é designado pela letra grega Beta (β).

Eugene Fama e Kenneth French (1993), posteriormente, encontraram contradições empíricas no CAPM, e propuseram a adição de dois novos fatores de risco ao modelo. Estes, o valor de mercado de uma ação, e o seu prêmio sobre o valor contábil, aumentaram o poder explicativo do CAPM quando aplicado às ações do mercado acionário americano. Este modelo é chamado de Modelo de Três Fatores.

O valor de mercado de uma empresa é o número de ações emitidas, multiplicado pelo sua cotação de mercado. O modelo de Fama & French (1993) especifica que um dos fatores de risco de uma determinada ação é, justamente, o tamanho de uma empresa. Segundo o modelo, um acionista exige retorno maior para comprar ações de uma *Small Cap* (empresa de baixo valor de mercado) do que exige para uma *Large Cap* (empresa de alto valor de mercado).

O outro fator de risco elencado pelo Modelo de Três Fatores é, conforme discutido anteriormente, o fato de uma ação ser um *Growth Stock* ou um *Value Stock*. Contra intuitivamente, o modelo diz que o retorno esperado das *Value Stocks* é maior que o retorno esperado pelas *Growth Stocks*.

O Modelo de Três Fatores foi replicado para os mercados acionários de diversos países desenvolvidos, e apresentou resultados robustos. Alguns estudos também replicaram o modelo para países em desenvolvimento, como o Brasil. Como estes países possuem mercados acionários incipientes, os estudos apresentaram, em sua maioria, resultados pouco robustos devido à falta de uma base de dados abrangente e confiável.

O objetivo desta dissertação é verificar se o Modelo de Três Fatores também se aplica às ações da bolsa brasileira, ou seja, se possui maior poder explicativo que o CAPM. Alguns trabalhos semelhantes já foram realizados, entretanto todos esbarraram na mesma dificuldade que é a falta de dados de ações no Brasil. A bolsa brasileira é uma bolsa nova quando comparada à americana, e por isso os dados até a metade dos anos 2000 são relativamente. Ainda, a economia do país era instável e sofreu diversos choques até o final da década de 90, o que afugentava os investimentos na bolsa. Assim, os dados anteriores à década de 2000 não são representativos pela baixa liquidez que as ações, tirando as *blue chips*, possuíam no período.

Este trabalho é uma repaginação dos testes de Fama & French (1993) para a bolsa brasileira, no período de 2000 a 2011. Com o objetivo de minimizar o problema de escassez de dados, neste trabalho foi desenvolvida uma nova metodologia de tratamento da base de dados em relação aos trabalhos anteriores, que é a utilização de uma base de dados móvel. Nesta metodologia, as ações que são lançadas na bolsa no período amostral vão sendo incorporadas à amostra a partir do momento que preenchem os requisitos de liquidez do modelo. Da mesma forma, ações que deixam de preencher os requisitos são excluídas da amostra. Nos trabalhos anteriores, o universo amostral de ações era fixo.

Na próxima seção do trabalho é feita uma revisão bibliográfica do assunto, com a definição do modelo CAPM, do Modelo de Três Fatores, e os resultados obtidos nos estudos anteriores para a bolsa brasileira. Em seguida, é feita a discriminação do método de base de dados móvel e seu embasamento. Por fim, o modelo da Fama & French (1993) é aplicado para esta nova amostra, e os resultados obtidos são analisados.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O CAPM é um modelo construído em cima do modelo de seleção de *portfolios* desenvolvido por Harry Markowitz (1959). Em Markowitz (1959), um investidor seleciona um *portfolio* no tempo $t - 1$ que produz um retorno estocástico em t . A informação que o investidor possui, no momento da seleção do *portfolio*, é a média e variância do retorno de cada ativo, o *portfolio* escolhido pelo investidor é aquele que minimiza a variância do *portfolio* dado um retorno esperado, e maximiza o retorno esperado do *portfolio* dado a variância dos ativos. Por isso, o *portfolio* oriundo deste modelo é chamado de carteira de média e variância eficientes.

As premissas básicas sobre as quais o modelo de Markowitz se baseia são que (1) todos os investidores são avessos a risco e possuem uma função utilidade cuja variável dependente a ser maximizada é a sua riqueza, portanto o retorno do *portfolio*, no período a frente, (2) não existem custos de transação nem impostos e (3) os retornos das ações possuem distribuição normal ou as funções utilidade dos investidores são quadráticas. Sharpe (1964) e Lintner (1965), então, adicionaram dois pressupostos que restringiram o universo de carteiras ótimas e deram origem ao modelo CAPM. Estes pressupostos são que (4) todos os investidores possuem informação homogênea a respeito da distribuição de retornos esperada de um determinado ativo e (5) todos os investidores podem aplicar ou serem financiados a uma determinada taxa de juros livre de risco.

A partir destas formulações, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972) determinaram que o *portfolio* eficiente é uma combinação entre ativos e títulos de renda-fixa livre de risco, que se situa sobre a linha da fronteira eficiente de Markowitz. A formulação matemática desta combinação é dada por

$$E(R_i) = E(R_f) + E(R_m) - E(R_f) * \beta_{im}$$

sendo $E(R_i)$ o retorno esperado do *portfolio* i , $E(R_f)$ o retorno esperado do título de dívida livre de risco, $E(R_m)$ o retorno esperado do mercado e β_{im} o beta de mercado do *portfolio* i , que é a covariância dos retornos do *portfolio* e dos retornos do mercado, dividido pela variância dos retornos de mercado

$$\beta_{im} = \frac{cov(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}$$

Como o beta de mercado é, também, o coeficiente angular da regressão de seus retornos em relação aos retornos do mercado, uma interpretação comum (e correta) é que o beta é uma medida da sensibilidade do retorno dos ativos ao retorno do mercado. Porém, existe outra interpretação para ele mais alinhada aos princípios do CAPM. Como o denominador do beta é a variância dos retornos do mercado (uma medida de risco sistêmico), e o numerador do beta é a covariância entre os retornos do ativo e do mercado (uma medida de risco do ativo em relação ao risco sistêmico);

a interpretação alternativa diz que este é uma proporção da quantidade de risco que o *portfolio* i adiciona à carteira de mercado. Assim podemos interpretar que o retorno de um *portfolio* é uma combinação do retorno em investimentos livre de risco, com o retorno do mercado, ajustado pela quantidade de risco do *portfolio* relativa ao resto do mercado. O Beta de uma determinada ação ou *portfolio* pode ser facilmente obtido fazendo-se a regressão dos retornos do ativo em relação aos retornos do mercado.

O debate quanto a qualidade do Beta como determinante do risco de uma empresa foi o que levou Fama & French (1992) a formular um outro modelo com diferentes fatores de risco.

Em 1992, no paper *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, Eugene Fama e Kenneth French encontraram algumas contradições empíricas do modelo CAPM. A partir destas, formularam outra proposição para os fatores de risco de uma ação. Esta proposição é oriunda das descobertas de Banz (1981) e Bhandari (1988).

Banz (1981) encontrou que a adição do valor de mercado das empresas (ME = valor das ações multiplicado pelo número de ações) como variável explicativa aumenta o poder do modelo CAPM. Segundo ele, as empresas de menor capitalização (*small caps*) apresentaram maiores retornos que as de maior capitalização (*large caps*).

Bhandari (1988) encontrou que existe uma relação positiva entre o retorno das ações e o nível de alavancagem das empresas. A alavancagem está associada ao risco e, portanto, retorno esperado das empresas. Então Stattman (1980) e Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) descobriram que a razão do valor contábil (BE) pelo valor de mercado (ME) ajudava a explicar o retorno das ações americanas e Chan, Hamao e Lakonishok (1991) o mesmo para as ações japonesas. Ainda segundo estes, as ações com alta razão (*Value Stocks*) apresentaram maiores retornos que aquelas que negociavam a um baixo múltiplo (*Growth Stocks*).

Assim, neste *paper*, Fama & French (1992) utilizam o retorno de todas as ações do mercado americano no período de Julho de 1963 a Dezembro de 1990, e o método de secções cruzadas, para estudar o poder explicativo de cada uma destas variáveis, individualmente e em conjunto, para o retorno dos papéis. Suas conclusões, para este período, foram:

- Diferentemente do previsto pelo modelo CAPM, não existe uma relação positiva entre o retorno e o β das ações.
- A capitalização e a razão de tamanho contábil-mercado das empresas tem influência significativa nos retornos das ações.

No paper *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, publicado em 1993, Fama & French fizeram uma expansão do trabalho anterior, tentando integrar o retorno das ações e o retorno dos ativos de renda-fixa em um único modelo explicativo. Para tal, determinaram cinco fatores de risco comuns. Também, ao invés

de utilizar a regressão de Fama e Macbeth (1973), criam variáveis hipotéticas para os fatores de risco e usam o método de Black, Jensen e Scholes (1972) para fazer a regressão dos retornos dos ativos em relação a estas variáveis. Assim, encontraram inclinações que medem a sensibilidade do retorno do ativo aos fatores de risco e testaram estatisticamente estas variáveis. A vantagem desta metodologia em relação à de secções cruzadas é a fácil interpretação dos coeficientes.

Neste trabalho, Fama & French (1993) dividiram as ações da NYSE, Amex e Nasdaq em cinco partes pelo valor de mercado (ME) e em cinco partes pela razão do valor contábil pelo valor de mercado (BE/ME). Combinando, criaram 25 carteiras de ações.

O retorno a ser explicado é, como no CAPM, o retorno em excesso das carteiras em relação ao retorno de um título de renda-fixa livre de risco. No artigo, os juros da *Treasury* são utilizados para tal. Os cinco fatores de risco que explicam este retorno são: retorno em excesso do mercado ($R_m - R_f$), os dois fatores de risco elencados no artigo anterior: valor de mercado das ações (ME) e razão valor contábil pelo valor de mercado (BE/ME); e dois fatores de risco relativos a títulos de renda-fixa: estrutura a termo (TERM) e risco de *default* da empresa emissora do título (DEF).

Para construir a série de retornos dos fatores de risco ME e BE/ME, Fama & French (1993) construíram seis carteiras. Agruparam as ações em duas carteiras de acordo com seus valores de mercado (ME). As ações cujos ME eram menores que a mediana de todas as ações foram agrupadas no *portfolio* das pequenas (S), e as outras, no das grandes (B). Também, calcularam as razões BE/ME para todas as ações e agruparam em três carteiras. Na primeira, as 30% menores razões (L), na segunda, as 40% seguintes (M) e na última as 30% maiores (H). Em seguida, os autores combinaram estas de forma a montar seis carteiras: S/L, S/M e S/H; B/L, B/M e B/H. A partir de então, as séries de retorno dos fatores de risco foram encontradas da seguinte forma:

- Tamanho: O *portfolio* SMB (*Small minus Big*) busca os fatores de risco relacionados ao tamanho das empresas. Este é calculado como a diferença mensal entre a média simples do retorno dos 3 *portfolios* pequenos (S/L, S/M e S/H) e a média simples do retorno dos 3 *portfolios* grandes (B/L, B/M e B/H). Assim, SMB é a diferença entre os retornos das pequenas e das grandes empresas, com mesma ponderação para os BE/ME.

- BE/ME : O *portfolio* HML (*High minus Low*) busca o fator de risco relacionado ao próprio BE/ME, definido similarmente com o acima. HML é a diferença mensal entre a média simples do retorno dos 2 *portfolios* BE/ME-*high* (S/H e B/H) e BE/ME-*low* (S/L e B/L). Assim, os dois componentes do HML são os retornos médios das ações em questão.

Os *portfolios* SMB e HML foram reponderados a cada instante t , de forma a garantir que as carteiras preservem as características desejadas, e o retorno no instante

seguinte (t+1) seja representativo do fator de risco desejado. O mesmo foi feito nas 25 carteiras encontradas.

Para testar a significância dos fatores e seu poder explicativo, os autores compararam o novo modelo ao CAPM tradicional. Ao adicionar os fatores de risco à regressão, Fama & French (1993) chegaram aos seguintes resultados:

- (1) O R^2 das regressões aumentou significativamente.
- (2) Os interceptos das regressões convergiram para zero, e a maior parte passou à estatisticamente não-significantes.
- (3) As variáveis ME e BE/ME se mostraram estatisticamente significantes em 22 das 25 carteiras. O sinal do coeficiente de ME foi positivo, comprovando a relação direta entre retorno das ações e o tamanho das empresas. O coeficiente de BE/ME possui sinal positivo, também comprovando maiores retornos para empresas cujo valor de mercado é menor em relação ao valor contábil.
- (4) As variáveis TERM e DEF, quando em conjunto com as variáveis ME e BE/ME, não foram estatisticamente significantes
- (5) O β das carteiras, quando em conjunto com ME e BE/ME, convergiram para um. Isto significa que o desvio do retorno da ação em relação ao retorno do mercado, neste modelo, passou a ser capturado pelos outros fatores de risco ao invés do β do CAPM tradicional.

Assim, os autores chegaram à seguinte formulação final para o que chamaram de Modelo dos três Fatores:

$$R_p - R_f = \beta(R_m - R_f) + b_s * SMB + b_v * HML + \alpha ,$$

onde R_p é o retorno da carteira, b_s é o coeficiente do SMB, b_v o coeficiente do HML e α o intercepto da regressão.

2.1 - Estudos para a bolsa brasileira

Hornig (1997) realizou um estudo do modelo CAPM para a bolsa brasileira e, da mesma forma que Fama & French (1992), encontrou a mesma contradição empírica do modelo. Os coeficientes mensais encontrados, assim como suas respectivas estatísticas, levaram Hornig (1997) a afirmar que não poderia aceitar a hipótese de que o retorno de uma ação estaria associado positivamente ao fator de risco beta (β)

Bruni (1998) analisou a significância de uma série de variáveis explicativas para o retorno de ações não-financeiras da bolsa brasileira para o período de 1988 a junho a 1996. As variáveis analisadas foram:

- Beta, como no CAPM

- Tamanho da empresa (valor de mercado – ME)
- Endividamento (valor do ativo dividido pelo patrimônio líquido da empresa)
- Endividamento ajustado (valor do ativo dividido pelo valor de mercado da empresa)
- Razão do valor patrimonial pelo valor de mercado da empresa
- Razão valor de mercado pelo lucro da empresa
- Rentabilidade anual dos dividendos da empresa
- Liquidez (razão do ativo circulante pelo passivo circulante da empresa)
- Razão do fluxo de caixa operacional pelo valor de mercado da empresa
- Crescimento anual das vendas
- Razão valor de mercado por vendas da empresa
- Variância anual individual das ações

Bruni (1998) realizou os estudos para ações ordinárias e preferenciais separadamente, deflacionou todos os dados pelo índice IGP-DI do período, e adotou o Índice Ibovespa com *proxy* para a carteira de mercado. O autor utilizou o modelo de regressão linear univariada, bivariada e multivariada, dividindo os testes em três períodos de análise: o primeiro de 1988 a 1994, o segundo de 1995 a 1996, e o terceiro para o período completo de 1988 a 1996.

Bruni (1998) encontrou que, para ambas as classes de ações, a razão do valor patrimonial pelo valor contábil da empresa mostrou-se a variável explicativa mais significativa, por ser significativa em todos os períodos analisados. As ações com maior razão apresentaram maiores níveis de retorno. Também encontrou que a razão valor de mercado por vendas é estatisticamente significativa em dois dos três períodos analisados, para ambas as classes de ações. Por último, o endividamento, definido como a razão do valor do ativo pelo valor de mercado das empresas, foi a variável explicativa de maior significância para as ações ordinárias, e também se mostrou significativa em dois dos três períodos para as ações preferenciais.

Desta forma, o trabalho de Bruni (1998) corroborou com os resultados de Horng (1997), não encontrando uma relação positiva entre os betas e retornos das ações.

Mellone Jr. (1999), à semelhança de Horng (1997), testou empiricamente se o beta do CAPM era determinante para a explicação do retorno de 233 ações listadas no Bovespa, no período de 1994 a 1998. Como *proxy* do mercado também adotou o índice Ibovespa. Mellone Jr (1999) utilizou o método de carteiras, compondo 10 carteiras de aproximadamente 20 ações, agrupadas de acordo com os seus betas calculados, das ações de menor beta para as de maior.

Com base nas observações dos retornos das carteiras em função dos seus betas, Mellone Jr. (1999) sugeriu que haveria uma relação positiva entre eles, entretanto tal relação não era observada ao longo de todas as carteiras. O autor, então, testou a hipótese da linearidade entre os betas e os retornos, e encontrou que a relação não era estatisticamente significativa.

Costa Jr. & Neves (2000), à semelhança de Bruni (1998), analisaram se o valor de mercado, a razão valor de mercado pelo lucro, e a razão valor patrimonial pelo valor de mercado, além do Beta, eram significantes na explicação do retorno esperado das ações. Os autores utilizaram o método de carteiras, dividindo 117 ações da Bolsa de São Paulo, no período de 1986 a 1996, em oito grupos. Inicialmente as ações foram divididas em dois grupos de acordo com suas respectivas razões de valor de mercado pelo lucro. Em seguida, cada sub-grupo foi dividido em dois grupos de acordo com a variável valor de mercado. Então, cada uma das quatro carteiras foi dividida novamente em duas de acordo com o índice valor patrimonial pelo valor de mercado das ações, chegando-se a oito carteiras.

Em seguida, os autores realizaram a regressão seccional entre os retornos e as variáveis explicativas da seguinte forma. Inicialmente a regressão dos retornos das carteiras por cada uma das variáveis explicativas, isoladamente, além do Beta. Depois, os retornos em relação as variáveis explicativas duas a duas, junto ao Beta e, por último, os retornos das carteiras em relação a todas as variáveis explicativas além do beta.

Costa Jr & Neves (2000) encontraram que as variáveis de maior poder explicativo foram o valor de mercado e a razão valor patrimonial pelo valor de mercado das ações. Este resultado é condizente com o encontrado por Fama & French (1993). Porém, os autores concluíram que apesar da inclusão destas variáveis aumentar significativamente o poder explicativo do modelo CAPM, o Beta ainda mostrou-se a variável explicativa mais significativa.

Flávio Málaga (2003) reproduziu o Modelo de Três Fatores de Fama & French (1993) para a bolsa brasileira, utilizando a mesma metodologia do trabalho original. Neste, Málaga (2003) utilizou o método de carteiras, compostas por todas as ações listadas na Bovespa no período de 1995 a 2003. O autor excluiu as empresas financeiras, ações que não possuíam cotações mensais consecutivas para um período de 12 meses posterior ao de formação das carteiras, e patrimônio líquido positivo a cada final de ano. Foram obtidas 9 carteiras, pela intersecção de três grupos ordenados pelo valor de mercado (ME) e três grupos ordenados pela razão valor contábil pelo valor de mercado (BE/ME).

A semelhança dos resultados de Fama & French (1993) para a bolsa americana, os autores encontraram que a adição dos fatores SMB e HML ao modelo CAPM aumenta o poder explicativo do modelo para os retornos das ações. A variável HML mostrou-se significativa para todas as carteiras, e a SMB mostrou-se significativa para sete das nove carteiras. O R^2 do modelo de três fatores aumenta significativamente em relação ao CAPM. Encontrou também que os interceptos das regressões não são estatisticamente significantes e que, com a adição das duas novas variáveis explicativas, o Beta aumentou em relação ao encontrado no modelo CAPM.

Uma contradição encontrada por estes autores é que o coeficiente do fator SMB é negativo, ao invés de positivo. Assim, concluíram que para a bolsa brasileira, empresas de maior valor de mercado (ME) possuíam um retorno esperado maior que as *small caps*.

3. METODOLOGIA

3.1 – Amostra

A principal fonte de dados utilizada neste trabalho foi a base de dados de mercado financeiro Economática, disponível nos servidores do Banco Itaú. Esta possui o histórico de cotações e retornos ajustados por proventos e desdobramentos, e os históricos do valor de mercado e valor contábil das empresas. Inicialmente foi feita uma varredura de todas as ações negociadas na bolsa de valores nos dias de hoje. Em seguida, foi obtido o histórico de cada um dos dados supracitados, do período de junho de 2000 até julho de 2011. A escolha do início do período deu-se pelo entendimento que posteriormente a esta data, a economia brasileira passava por um período de ajustes subsequente à desvalorização repentina do Real. A periodicidade dos dados obtidos foi diária.

Para garantir que os retornos das ações são representativos do mercado que se inserem e das condições das empresas, foram excluídas da amostra os períodos nos quais a liquidez das ações era nula, ou suficientemente baixa. Assim, foram excluídos todos os períodos nos quais as ações passaram dois meses ou mais sem negociação. Esta metodologia, de excluir apenas o período de baixa liquidez ao invés de retirar a ação por completo da amostra, possibilitou a entrada na análise de ações que, por exemplo, fizeram novas emissões de títulos no período analisado, e a partir desta data ganharam liquidez. Ou, empresas que cresceram e ganharam representatividade no cenário nacional, e passaram a ter seus títulos transacionados com mais frequência a partir de uma determinada data. Ainda, foram excluídas da amostra todas as ações que possuíam patrimônio líquido negativo, uma vez que a razão BE/ME, no modelo de Fama & French (1993), é necessariamente positiva.

A inovação deste trabalho em relação aos anteriores está na composição mutante da base de dados. Tradicionalmente, a base de dados utilizada para os Modelos de Três Fatores possui uma composição rígida de ações em todo o período da amostra. Neste trabalho, novas ações são lançadas na bolsa e atingem os requisitos de liquidez são incorporadas à amostra no meio do período analisado. Da mesma forma, ações que perdem liquidez são excluídas da amostra, sendo reincorporadas à amostra quando a liquidez volta a atingir o mínimo necessário. O objetivo desta metodologia é aproveitar a maior quantidade de dados disponível do mercado brasileiro e, desta forma, minimizar o problema de falta de dados, que é recorrente nos outros trabalhos. Esta inovação não traz viés ou qualquer outro prejuízo a análise devido à forma como as carteiras de Fama & French (1993) são construídas.

No Modelo de Três Fatores, as carteiras de teste, assim como as carteiras que imitam os fatores de risco (SMB e HML) têm a sua composição refeita a cada período t . O objetivo desta recomposição é garantir que, em $t+1$, os retornos das carteiras sejam exatamente representativos do fator de risco desejado. Para a

recomposição das carteiras, os percentis que classificam as ações são recalculados no instante t , as ações são reclassificadas de acordo com o grupo que pertencem, as carteiras são remontadas, e só então o retorno em $t+1$ é calculado.

Ilustrativamente, tome como exemplo uma ação que em $t-1$ pertencia à carteira H e estava no percentil BE/ME de fronteira desta carteira (percentil 70). Suponha que em t esta ação apresentou uma melhora de fundamentos e seu preço sofreu uma expansão. Ao recalculer os percentis em t , encontra-se que esta ação agora está abaixo do percentil 70 de BE/ME, classificando-se como uma ação do *portfolio* M ao invés de H. Pela metodologia de Fama & French (1993), ao recalculer as carteiras H e L em t , esta ação deixará de fazer parte da carteira H e, portanto, de compor o retorno do *portfolio* em $t+1$. Analogamente, se alguma outra ação passar a ter as características da carteira H em t , ela será incorporada a carteira. Este rebalanceamento dinâmico de todas as carteiras, tanto as de teste quanto S, B, H e L, garante que as carteiras sempre representem o fator de risco desejado. Assim, se uma ação deixar de, ou passar a possuir aquela característica em determinado momento, ela será excluída ou incluída na carteira correspondente, naquele instante.

Este rebalanceamento dinâmico é o que permite a utilização de uma base de dados móvel sem prejuízo à análise, já que ao incluir uma ação na amostra, ela passará a compor a base de cálculo do instante t , e as carteiras resultantes do rebalanceamento em t , contendo ou não esta nova ação, necessariamente possuirão as características desejadas. O resultado destas inclusões é carteiras cada mais diversificadas, o que mitiga os riscos específicos das empresas e concentra as análises nos fatores de risco estudados. Assim, no final, a análise torna-se mais robusta.

Um último ajuste realizado à amostra foi a eliminação de ações de duas classes de uma mesma empresa, prevalecendo na amostra apenas a classe de maior liquidez. A maior parte das empresas no mercado acionário brasileiro possui ações de mais de uma classe, em geral preferenciais e ordinárias, entretanto nem todas as empresas possuem liquidez significativa em ambas as classes de ações. Porém, quando apresentam liquidez, as duas classes de ações costumam ter altíssima correlação em seus retornos. Este é um efeito óbvio, ainda mais na série utilizada que é ajustada por dividendos, uma vez que ambas ações são partes de um mesmo capital social da companhia. Desta forma, se esta exclusão não fosse feita, quando duas classes de ações de uma mesma empresa fossem incorporadas à uma carteira de análise, os retornos desta empresa automaticamente teriam o dobro do peso dos retornos de uma empresa com classe única de ações, o que causaria um viés à análise. Ainda, empresas de maior governança corporativa possuem apenas uma classe de ações, as ordinárias.

A amostra inicial continha 123 ações no início do período, e 321 no final. Após as exclusões mencionadas, a amostra passou a ter 56 ações no primeiro período, evoluindo até 284 ações no final, conforme ilustrado no Gráfico 1

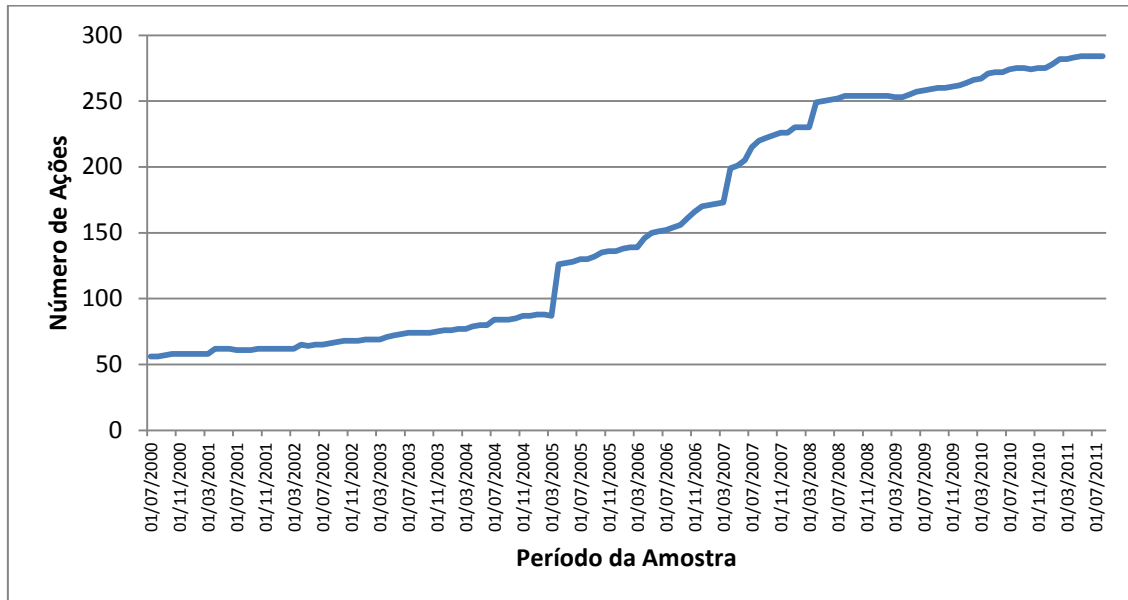


Gráfico 1 – Número de ações que compõe a amostra ao longo do período de análise. O salto no gráfico em abril de 2005 se dá pela inclusão na amostra de diversas ações para as quais as séries de ME/BE não estavam disponíveis posteriormente a esta data.

Fonte: Elaboração própria utilizando a base de dados

A série de retorno das ações foi calculada a partir da série de preços, usando periodicidade mensal. O retorno foi calculado segundo a fórmula

$$r_{n,t+1} = LN \frac{P_{n,t+1}}{P_{n,t}}$$

Onde $r_{n,t+1}$ é o retorno do ativo n, no instante t+1, e $P_{n,t}$ é o preço do ativo n no instante t.

A transformação logarítmica dos retornos tem o objetivo de minimizar o problema de heterocedasticidade presente no cálculo linear dos retornos das ações. É uma tentativa de tornar a distribuição dos retornos normal. De fato, ao utilizar a metodologia de carteiras no modelo de Fama & French (1993), se o número de ações em cada carteira for suficientemente grande, esta transformação não seria necessária uma vez que o retorno da carteira tenderia à distribuição normal. Entretanto, como no início da amostra a quantidade de ações é relativamente pequena, esta transformação faz-se necessária.

3.2 – Cálculo das carteiras hipotéticas SMB e HML

Utilizando a mesma metodologia de Fama & French (1993), as ações foram divididas por seus Valores de Mercado (ME) e pelas suas razões Valor de Mercado pelo Valor Contábil (ME/BE). Nesta segunda, Fama & French (1993) considera a razão contrária, BE/ME, no entanto foi utilizada a razão ME/BE por esta ser comumente utilizada no mercado financeiro e, por isto, ter as séries disponíveis diretamente. Esta transformação foi feita de forma a não ter nenhum efeito sobre as regressões e análise dos resultados.

O ME de corte utilizado foi a mediana dos valores de mercado de todas as ações. As ações abaixo da mediana foram integradas no *portfolio* S e as acima, no B. Os ME/BE de corte foram os percentis 30 e 70. Os 30% menores ME/BE formaram a carteira L, os maiores que 30% e menores que 70%, a M, e os maiores que 70% a H.

Conforme mencionado anteriormente, os ME e ME/BE de corte são recalculados a cada período t , e neste instante as carteiras S, B, H, M e L são recompostas, de forma ao retorno em $t+1$ ser representativo da carteira com as características desejadas, e sem deixar que as características da carteira mude com o tempo. Os valores de corte, que dão origem às carteiras, comportam-se de acordo com Gráfico 2 e Gráfico 3, ao longo do período da amostra.

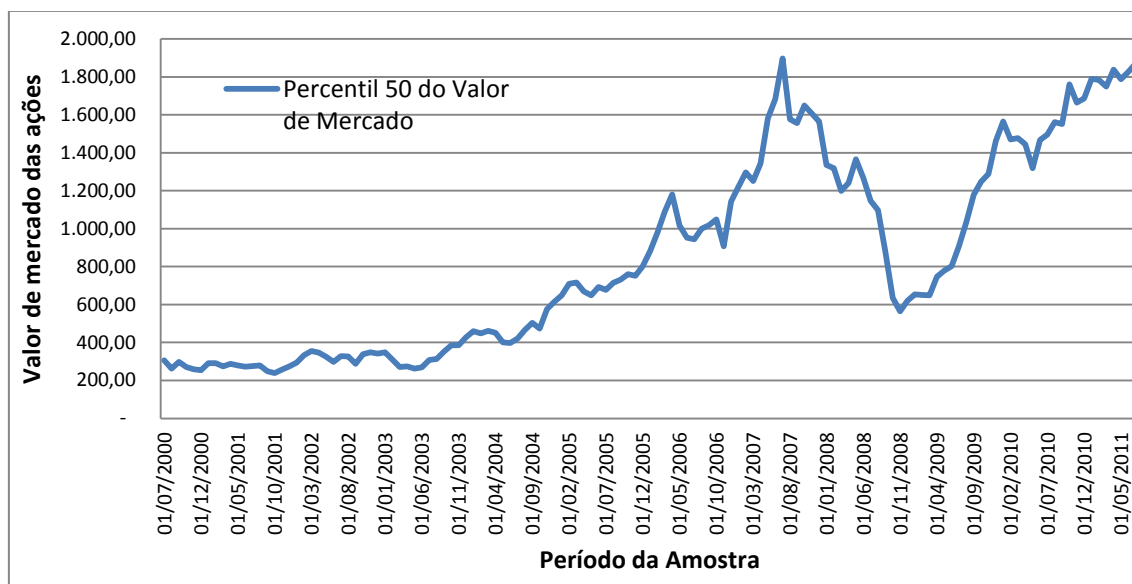


Gráfico 2 – Mediana do Valor de Mercado (ME) das ações da amostra ao longo do período de análise

Fonte: Elaboração própria utilizando a base de dados da Economática

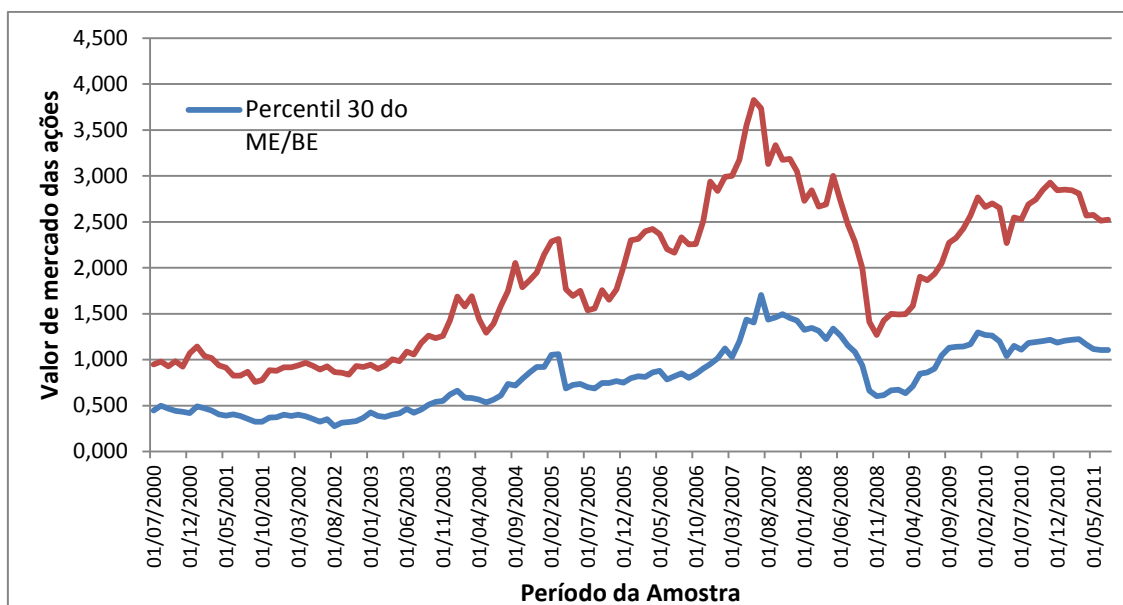


Gráfico 3 – Percentis 30 e 70 da razão valor de mercado pelo valor contábil das empresas da amostra, no período analisado

Fonte: Elaboração própria utilizando a base de dados da Economática

Os retornos dos *portfolios* S, B, H, M e L foram calculados pela média simples dos retornos mensais de suas ações. A série de retornos da carteira SMB foi composta pelos retornos da carteira S menos os retornos da carteira B, e a série do HML pelos retornos de H menos L.

Para os retornos de mercado (R_m) foi utilizado os retornos do índice Ibovespa no período da amostra. Apesar deste índice ser muito menos diversificado que o S&P 500, utilizado no trabalho original, entende-se que este é a melhor *proxy* do mercado brasileiro já que este concentra as ações que corresponderam por 80% dos negócios realizados na bolsa de valores no período. A reponderação do Ibovespa é quadrimestral, e é feita de forma a manter a continuidade da série.

Para a taxa livre de risco do país (R_f), foi utilizado a taxa de negociação dos Certificados de Depósito Interbancário (CDI), cuja atuação do Banco Central faz com que esta convirja para a taxa SELIC, definida pelo Comitê de Política Monetária do País. Muitos modelos de avaliação de empresa utilizam uma composição diferente para a taxa de juros livre de risco do país, através de uma derivada da taxa livre de risco americana. Estes somam à esta o risco país do Brasil, e o diferencial de inflação entre os Estados Unidos e o Brasil. Esta é uma abordagem utilizada com o caráter preditivo da taxa de juros livre de risco do país. Como neste modelo são analisados dados passados, entende-se que o CDI é um *proxy* melhor para R_f por ter representado o custo de oportunidade dos investimentos realizados no país, no período; e também por conter, implicitamente, o risco país supracitado.

Alguns trabalhos deflacionam os retornos das ações e do Ibovespa por uma *proxy* da inflação do período, entretanto isto não se faz necessário já que, como esta transformação é feita tanto para todas as variáveis do modelo, esta não alterará os resultados dos testes.

3.3 – Composição das carteiras de teste e estatística descritiva das variáveis

No paper original, Fama & French (1993) compõe 25 carteiras para análise. Estas são a combinação de 5 carteiras ordenadas de acordo com o ME e outras 5 de acordo com o ME/BE. Devido a restrição de dados deste trabalho, neste foram suprimidos 1 grupo de cada carteira.

Primeiramente são encontrados o valores dos percentis 25, 50 e 75 do valor de mercado (ME) e razão de capitalização (ME/BE) de todo o universo de ações, em cada período t . Estes percentis dão origem a 4 grupos de ME e 4 grupos de ME/BE, que combinados, geram 16 *portfolios* de ações.

Os grupos são reconstruídos ao final de cada período t , de forma a garantir que o *portfolio* cujo retorno será calculado em $t+1$ contenha exatamente as características propostas. Quando uma nova ação é incorporada à base de dados no período t , esta passa imediatamente à fazer parte da amostra, compondo a base de ME e BE/ME, e conseqüentemente entrando em alguma carteira em t .

Os *portfolios* foram designados com as letras A,B,C e D de acordo com a faixa do ME/BE e ME que se encontravam, do menor percentil (A) para o maior percentil (D). A primeira letra é referente ao ME/BE, e a segunda ao ME.

Nas Tabelas abaixo, são apresentadas as estatísticas descritivas dos retornos de cada *portfolio*.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos retornos dos *portfolios* utilizados nos testes

Carteira	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Pad	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	P-valor	No de Observ.
IBOV	1.3%	2.2%	19.9%	-25.7%	0.082	-0.405	3.138	3.75	0.1537	133
AA	0.0%	-0.2%	30.7%	-33.3%	0.098	-0.358	4.789	20.57	0.0000	133
AB	-1.2%	-0.8%	31.4%	-56.9%	0.116	-1.536	9.498	286.32	0.0000	133
AC	-0.4%	0.4%	20.1%	-35.4%	0.077	-0.950	5.801	63.46	0.0000	133
AD	0.2%	0.6%	36.0%	-32.3%	0.101	-0.214	4.696	16.95	0.0002	133
BA	0.6%	-0.3%	30.0%	-32.9%	0.094	0.308	5.217	29.34	0.0000	133
BB	1.6%	1.4%	35.1%	-33.0%	0.089	-0.249	5.317	31.11	0.0000	133
BC	1.2%	1.3%	32.8%	-30.4%	0.087	-0.185	4.933	21.46	0.0000	133
BD	0.7%	0.8%	18.2%	-22.8%	0.080	-0.437	3.149	4.36	0.1129	133
CA	0.9%	0.8%	53.1%	-30.6%	0.104	0.778	8.073	152.51	0.0000	130
CB	2.0%	1.4%	37.6%	-29.0%	0.099	0.504	4.550	16.95	0.0002	119
CC	1.9%	2.9%	39.8%	-39.2%	0.090	-0.605	7.982	145.66	0.0000	133
CD	1.8%	2.3%	20.2%	-23.3%	0.076	-0.496	3.161	5.59	0.0611	133
DA	-0.1%	0.0%	53.4%	-91.6%	0.178	-1.197	10.275	271.27	0.0000	111
DB	2.0%	2.3%	48.8%	-38.1%	0.117	0.351	6.594	73.20	0.0000	131
DC	3.8%	2.7%	46.9%	-25.0%	0.104	0.756	6.336	73.78	0.0000	132
DD	2.2%	3.0%	15.7%	-19.9%	0.067	-0.586	3.552	9.29	0.0096	133

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Economática

Analisando as estatísticas descritivas, é possível observar que, diferentemente do esperado segundo Fama & French (1993), as carteiras de maior capitalização de mercado (ME) possuem retornos médios maiores que as de menor ME. Em todas as carteiras, as ações do grupo iD possuem desempenho médio superior às ações do grupo iA, sendo i a letra referente a um mesmo grupo ME/BE. Ainda, em 3 dos 4 grupos, os maiores retornos médios se concentram nas ações de ME maior que a mediana (grupos iC e iD).

Controlando pelo ME/BE, é possível observar que, para 3 dos 4 grupos quanto maior a razão ME/BE, maior o retorno médio das carteiras. A exceção é o grupo de baixo ME, onde a carteira AA possui um retorno médio maior que a carteira DA. Este resultado também é diferente do sugerido pelo artigo de Fama & French (1993), onde os autores encontraram que existia uma relação positiva entre o retorno das ações e seus BE/ME, o que sugere uma relação negativa dos retornos com os ME/BE. Em outras palavras, estes resultados sugerem que no período analisado as *Growth Stocks* brasileiras tiveram desempenho melhor que as *Value Stocks*.

Ainda, como é possível observar, para um nível de significância de 5%, não é possível rejeitar a hipótese de normalidade apenas para os retornos do Ibovespa, e dos *portfolios* BD e CD. Para todos os outros *portfolios*, apesar da utilização do

logaritmo para o cálculo dos retornos, é possível rejeitar a hipótese de normalidade destes.

Tabela 2 – Quantidade média de ações utilizadas na composição dos *portfolios*

No Médio de Ações					
ME/BE ME	A	B	C	D	% No ações Total
A	16	13	5	4	25%
B	8	11	10	10	25%
C	5	7	12	14	25%
D	6	6	11	15	25%

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Economática

Tabela 3 – Valor de Mercado (ME) médio dos *portfolios*

Mkt Cap Médio das Carteiras				
ME/BE ME	A	B	C	D
A	1.973	6.527	9.301	66.547
B	1.125	7.247	20.171	324.777
C	864	5.556	27.339	1.079.814
D	689	4.229	26.658	335.531
% Mkt Cap Total	0%	1%	4%	94%

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Economática

Da Tabela 3, é possível observar que a carteira de maior ME (grupos iD) possuem a maior parte do valor de mercado da amostra. Este resultado é condizente com o estudo de Fama & French (1993), onde encontraram que 74% do valor de mercado de suas amostra encontravam-se neste grupo. Neste estudo, este valor é significativamente maior 94%. Isto é resultado do menor número de carteiras de ações (16) que o estudo de Fama & French (1993) (25).

3.4 – Equações

Para analisar se o modelo de três fatores tem maior poder explicativo que o modelo CAPM, inicialmente foram feitas as regressões do CAPM segundo a equação do modelo de Sharpe (1963), Lintner (1965) e Black (1972), escritas na forma

$$(R_{ij} - R_f) = \beta R_m - R_f + c$$

Sendo i= (A,B,C,D) e j= (A,B,C,D)

Foram estimados os betas e interceptos do CAPM para cada *portfolio*.

Em seguida, foram estimados os fatores bs e bv do modelo de Fama & French (1993), conjuntamente com o beta do CAPM, utilizando-se o método de Black, Jensen e Scholes (1972). A equação é escrita na forma

$$R_{ij} - R_f = \beta R_m - R_f + bs \times SMB + bv \times HML + \alpha$$

Sendo $i = (A, B, C, D)$ e $j = (A, B, C, D)$

O método utilizado para a estimação dos parâmetros foi o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, da mesma forma como fizeram os autores originais.

4 . RESULTADOS

Primeiramente foram feitas as regressões correspondentes ao modelo CAPM, cujos resultados obtidos estão descritos na Tabela 4

Tabela 4 – Estimação do Beta e do intercepto para o modelo CAPM

CAPM							
Portf	Beta	p-valor	c	p-valor	R ²	F-Stat	p-valor
AA	0,672972	0,0000	-0,01278	0,00706	0,31589	60,490	0,000
AB	0,879660	0,0000	-0,02464	0,00250	0,382097	81,007	0,000
AC	0,603152	0,0000	-0,01689	0,00140	0,408545	90,488	0,000
AD	0,877044	0,0000	-0,01047	** 0,09150	0,507661	135,077	0,000
BA	0,519717	0,0000	-0,00629	*** 0,39170	0,204151	33,604	0,000
BB	0,708187	0,0000	0,00371	*** 0,52530	0,429896	98,782	0,000
BC	0,764109	0,0000	-0,00054	*** 0,91850	0,51559	139,432	0,000
BD	0,891244	0,0000	-0,00582	* 0,04940	0,824372	614,896	0,000
CA	0,457816	0,0000	-0,00430	*** 0,61530	0,129987	19,124	0,000
CB	0,617819	0,0000	0,00903	*** 0,25060	0,26735	42,694	0,000
CC	0,836102	0,0000	0,00626	*** 0,22610	0,573249	175,971	0,000
CD	0,858078	0,0000	0,00474	** 0,05450	0,862348	820,675	0,000
DA	0,440113	0,0000	-0,01457	*** 0,38450	0,039798	4,518	* 0,036
DB	0,665268	0,0000	0,00717	*** 0,43310	0,215643	35,466	0,000
DC	0,714164	0,0000	0,02566	0,00080	0,318636	60,794	0,000
DD	0,7296	0,0000	0,00913	0,00060	0,798567	519,339	0,000

Estatisticamente não-significantes aos níveis: *1%, **5% e ***10%

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Económica e o software Eviews

O modelo CAPM se mostrou estatisticamente significativo para explicação dos retornos dos *portfolios* para todas as carteiras, utilizando-se um nível de significância de 5%. Usando um nível de significância de 1%, o modelo não se mostrou significativo apenas para a carteira DA.

Ainda, utilizando um nível de significância de 1%, o intercepto se mostrou estatisticamente significativo para 5 das 16 carteiras, o que é um indício que o modelo de CAPM está mal especificado para estas carteiras.

Um resultado obtido, à semelhança dos estudos de Fama & French (1992), foi que não existe uma relação direta entre o Beta das carteiras e o retorno médio dos *portfolios* conforme sugere o modelo CAPM. Na tabela 5, os betas obtidos foram ordenados de ordem crescente e, como é possível verificar, não existe uma relação direta com o retorno dos *portfolios*. O maior retorno médio obtido foi o do *portfolio* DC, que possui um beta de 0,71; enquanto o menor retorno médio foi o do *portfolio* AB, que possui um beta de 0,88. Este é mais um indício de que, para o caso

brasileiro, assim como para o americano, outros fatores de risco, além do risco de mercado, têm influência significativa sobre o retorno das ações.

Tabela 5 – Ordenação dos *Portfolios* de acordo com o beta obtido pelo modelo CAPM

Portf	Beta	Retorno Médio
DA	0.440113	-1.20%
CA	0.457816	-0.29%
BA	0.519717	-0.57%
AC	0.603152	-1.62%
CB	0.617819	0.88%
DB	0.665268	0.78%
AA	0.672972	-1.20%
BB	0.708187	0.45%
DC	0.714164	2.59%
DD	0.729600	0.99%
BC	0.764109	0.03%
CC	0.836102	0.72%
CD	0.858078	0.57%
AD	0.877044	-0.95%
AB	0.879660	-2.37%
BD	0.891244	-0.48%

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Economática e o software Eviews

Posteriormente, foi utilizado o modelo de regressão linear de Black, Jensen e Scholes (1972) para o Modelo de Três Fatores. Primeiro as regressões foram realizadas utilizando-se todas as variáveis independentes (HML e SMB) do modelo de Fama & French (1993). Os resultados obtidos estão descritos nas Tabela 6.

A primeira estimação do modelo de três fatores indicou que o parâmetro b_s (HML) não é estatisticamente significativa, utilizando um nível de significância de 10%, para as carteiras BB, CA, CB, CC, CD e DC. Também, o parâmetro b_v (SMB) não é estatisticamente significativa, com o mesmo nível de significância, para as carteiras BC, BD, CD, CD e DD.

Em seguida, as equações foram re-estimadas, eliminando-se estas variáveis que não se mostraram estatisticamente significantes para o nível de 10%. A única exceção foi a carteira CD, cuja eliminação dos dois parâmetros b_s e b_v torna a equação igual a do CAPM, já estimada anteriormente. Os resultados obtidos estão descritos na Tabela 7.

Tabela 6 – Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores – 1ª Estimação, com todas as variáveis

Fama & French														
Portf	Beta	p-valor	bs (HML)	p-valor	bv (SMB)	p-valor	c	p-valor	R ²	F-stat	p-valor			
AA	0,813546	0,0000	-0,663937	0,0000	1,281809	0,0000	0,006126	***	0,2914	0,646413	78,61072	0,0000		
AB	0,896406	0,0000	-1,144028	0,0000	1,017438	0,0000	0,006859	***	0,6385	0,647907	79,12674	0,0000		
AC	0,506866	0,0000	-0,653500	0,0000	0,021954	0,0000	-0,003183	***	0,5466	0,528289	48,15745	0,0000		
AD	0,753775	0,0000	-0,652422	0,0000	-0,121477	0,0000	0,002646	***	0,6831	0,581841	59,83173	0,0000		
BA	0,699836	0,0000	-0,320458	*	0,0306	1,211820	0,0000	0,005180	***	0,4446	0,477396	39,28032	0,0000	
BB	0,839693	0,0000	-0,167884	***	0,1799	0,831094	0,0000	0,010489	***	0,0698	0,572419	57,56577	0,0000	
BC	0,738916	0,0000	-0,357576	0,0053	0,157253	***	0,2281	0,007533	***	0,1974	0,547567	52,04179	0,0000	
BD	0,850201	0,0000	-0,166446	*	0,0199	-0,081677	***	0,2629	-0,002674	***	0,4125	0,833623	215,4491	0,0000
CA	0,623374	0,0000	-1,126760	***	0,5570	0,992548	0,0000	0,002410	***	0,7875	0,277181	16,10581	0,0000	
CB	0,734575	0,0000	-0,121017	***	0,5228	0,753584	0,0001	0,012535	***	0,1380	0,358983	21,46747	0,0000	
CC	0,897988	0,0000	-0,089947	***	0,4635	0,399994	0,0019	0,009713	**	0,0873	0,605065	65,87858	0,0000	
CD	0,872383	0,0000	0,096354	***	0,1098	-0,002663	***	0,9656	0,002726	***	0,3248	0,865064	275,6629	0,0000
DA	0,843899	0,0001	1,196556	0,0017	1,387941	0,0004	-0,033856	*	0,0469	0,23201	10,77489	0,0000		
DB	0,903858	0,0000	0,815999	0,0003	0,517635	**	0,0167	-0,007023	***	0,4666	0,326464	20,51900	0,0000	
DC	0,789264	0,0000	0,020183	***	0,9114	0,374295	*	0,0468	0,026791	0,0017	0,339701	21,95054	0,0000	
DD	0,756477	0,0000	0,182180	0,0042	-0,005940	***	0,9266	0,005311	**	0,0678	0,810999	184,5115	0,0000	

Estatisticamente não-significantes aos níveis: *1%, **5% e ***10%

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Económica e o software Eviews

Tabela 7 – Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores – Re-estimação das equações para as carteiras que apresentaram alguma variável estatisticamente não-significante. Os resultados das carteiras obtidas anteriormente foram repetidos.

Fama & French												
Portf	Beta	p-valor	bs (HML)	p-valor	bv (SMB)	p-valor	c	p-valor	R²	F-stat	p-valor	
AA	0,813546	0,0000	-0,663937	0,0000	1,281809	0,0000	0,006126	***	0,2914	0,646413	78,61072	0,0000
AB	0,896406	0,0000	-1,144028	0,0000	1,017438	0,0000	0,006859	***	0,6385	0,647907	79,12674	0,0000
AC	0,506866	0,0000	-0,653500	0,0000	0,021954	0,0000	-0,003183	***	0,5466	0,528289	48,15745	0,0000
AD	0,753775	0,0000	-0,652422	0,0000	-0,121477	0,0000	0,002646	***	0,6831	0,581841	59,83173	0,0000
BA	0,699836	0,0000	-0,320458	* 0,0306	1,211820	0,0000	0,005180	***	0,4446	0,477396	39,28032	0,0000
BB	0,863524	0,0000	-		0,820673	0,0000	0,006949	***	0,1768	0,566392	84,90489	0,0000
BC	0,710568	0,0000	-		-0,348359	0,0066	0,006719	***	0,2476	0,542423	77,05265	0,0000
BD	0,864925	0,0000	-0,171233	0,0165	-		-0,002251	***	0,4876	0,831992	321,8861	0,0000
CA	0,640387	0,0000	-		0,984851	0,0000	-0,000055	***	0,9944	0,275192	24,10938	0,0000
CB	0,749927	0,0000	-		0,740066	0,0001	0,009973	***	0,1780	0,356692	32,15906	0,0000
CC	0,910756	0,0000	-		0,394411	0,0021	0,007816	***	0,1207	0,603409	98,89701	0,0000
CD	0,858078	0,0000	-		-		0,004744	**	0,0545	0,862348	820,6754	0,0000
DA	0,843899	0,0001	1,196556	0,0017	1,387941	0,0004	-0,033856	*	0,0469	0,23201	10,77489	0,0000
DB	0,903858	0,0000	0,815999	0,0003	0,517635	** 0,0167	-0,007023	***	0,4666	0,326464	20,51900	0,0000
DC	0,786359	0,0000	-		0,375511	** 0,0449	0,027215		0,0004	0,339937	33,17355	0,0000
DD	0,757547	0,0000	0,181832	0,0041	-		0,005341	**	0,8110	0,810986	278,8901	0,0000

Estatisticamente não-significantes aos níveis: *1%, **5% e *10%**

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Económica e o software Eviews

No final, o Modelo de Três Fatores mostrou-se estatisticamente significativo para a explicação do retorno de todas as carteiras, exceto para a carteira CD. Para esta, os fatores de risco SMB e HML não se mostraram estatisticamente significantes. Não é por acaso que esta carteira foi aquela cujo modelo CAPM apresentou o maior poder explicativo, possuindo o maior o maior R^2 e estatística F dentre todas as regressões daquele modelo.

Nas 15 carteiras remanescentes, o R^2 do Modelo de Três Fatores foi maior que o R^2 do modelo CAPM, o que prova que o primeiro tem um maior poder explicativo para o retorno dos *portfolios* que o segundo, e replica a conclusão (1) de Fama & French (1993). Cabe observar que para o *portfolio* DA, houve um aumento significativo do poder explicativo do modelo, a prova de que para esta carteira, o modelo CAPM estava mal especificado.

Em 14 das 15 carteiras, o intercepto mostrou-se estatisticamente não-significante para um nível de 1%, e convergiram para zero. Este é um aumento significativo em relação ao CAPM, reforça a má especificação do modelo, e é mesma conclusão (2) do trabalho de Fama & French (1993).

Outro resultado obtido foi que em todas as 15 carteiras, pelo menos um dos fatores de risco do Modelo de Três Fatores mostrou-se estatisticamente significativo e, em 5 carteiras, ambos fatores de risco aumentaram o poder explicativo do modelo. Na pesquisa de Fama & French (1993), a proporção de carteiras cujo retorno era explicado pelas duas variáveis foi relativamente maior que a proporção de carteiras deste trabalho. Apesar disto, conclui-se que esta parte do resultado (3) do trabalho de Fama & French (1993) também foi obtido neste modelo.

O sinal dos coeficientes *bv*, referentes à variável valor de mercado (ME) das empresas, obtidos foram positivos para 13 das 15 carteiras, o que corrobora com o resultado encontrado por Fama & French (1993). A interpretação deste coeficiente é que os *portfolios* são positivamente relacionados ao retorno em excesso das ações de menor ME sobre as de maior ME (SME), ou seja, os investidores exigem um retorno esperado maior para as *Small Caps* que para as *Large Caps*. Não é surpresa este resultado contradizer a análise dos retornos médios, uma vez retornos médios não levam em consideração a volatilidade dos ativos.

Uma outra observação é que os coeficientes *bv* são maiores para as carteiras de menor ME que para as de maior ME. Isto reforça a tese de que, quanto menor o ME, maior o retorno exigido pelo acionista, ou seja, quanto mais *small cap*, maior o prêmio de risco do ativo.

Em relação ao fator de risco HML, os estudos de Fama & French (1993) encontraram coeficientes b_s positivos para todas as carteiras, indicando que os retornos das ações eram positivamente correlacionados a seus respectivos BE/ME. Neste ponto, para a interpretação dos resultados encontrados, cabe uma ressalva relativa à metodologia utilizada.

No artigo original, Fama & French (1993) utilizam a razão inversa à utilizada neste trabalho, ou seja, BE/ME. A carteira HML é montada pela diferença dos retornos das ações de maior BE/ME para as de menor BE/ME. Neste trabalho, foi utilizada a razão ME/BE, e na composição da carteira HML, foram calculados a diferença entre os retornos das ações de maior ME/BE e as de menor ME/BE. Assim, é de se esperar que para um mesmo conjunto de ações, se o retorno da carteira HML de Fama & French (1993) é positivo, neste trabalho, este retorno será da mesma magnitude, porém negativo. Assim, ao analisar a correlação de uma ação ao fator de risco HML, o sinal do coeficiente encontrado neste trabalho será o oposto àquele encontrado utilizando a metodologia de Fama & French (1993).

Assim, neste estudo é observado que, apesar do sinal oposto, esta relação encontrada por Fama & French (1993) se mantém válida para 6 das 9 carteiras nas quais este fator é estatisticamente significativo. Curiosamente, para as carteiras de maior ME/BE, o fator de risco b_s apresentou sinal positivo, oposto ao esperado. Em outras palavras, no mercado acionário brasileiro, o prêmio de risco exigido para as ações *Growth Stocks*, a partir de um certo nível ME/BE, mostrou-se maior que o exigido para as *Value Stocks*.

Este resultado é uma particularidade do mercado brasileiro, no período analisado. Pelo período de 2000 a 2011 ter sido marcado pelo forte crescimento da economia brasileira, é fato que grande parte das empresas consideradas *Growth Stocks* tiveram excelente performance operacional. Desta forma, a premissa por trás desta classe de ações, que são empresas com um crescimento de lucro abaixo do esperado, e por isto as ações não apresentam boa performance, não se confirmou. Ainda, contra-intuitivamente, este desempenho melhor que o esperado parece ter levado à uma “premiação” destes ativos por parte dos investidores, o que justifica o coeficiente b_v maior que 1 para a carteira DA.

Por último, a análise da significância dos coeficientes leva a crer que, no período analisado, o fator de risco relativo ao tamanho das ações (SMB) mostrou-se mais importante na explicação dos retornos dos ativos que o fator de risco relativo ao ME/BE (HML). O SMB foi estatisticamente significativo para 13 das 15 carteiras analisadas, enquanto o ME/BE foi estatisticamente significativo para apenas 9.

Ainda assim, o mais importante para a análise é que a inclusão dos fatores de risco HML e SMB aumentaram o poder explicativo do CAPM para as ações brasileiras, o que é condizente com o resultado de Fama & French (1993).

Por último, para 10 das 15 carteiras o Beta do modelo de três fatores apresentou um valor mais alto que o Beta do modelo CAPM. A explicação para tal efeito é que parte do fator de risco presente no Beta do CAPM correspondiam, na verdade, a fatores de risco HML e SMB. Este resultado reforça a teoria de má especificação do CAPM, e é condizente com a conclusão (5) de Fama & French (1993).

4.1 – Análise do Modelo para os períodos pré e pós-crise de 2008

Nesta secção, o Modelo de Três Fatores foi re-estimado para dois períodos distintos dos mercados de capitais, antes e depois da crise de 2008. Como o objetivo é analisar o comportamento do modelo em função do comportamento das ações, a data de corte utilizada não foi a data de início da recessão econômica nos Estados Unidos. No lugar, foi utilizada como referência para o início da crise a data da falência do banco Lehman Brothers, que aconteceu em 15 de setembro de 2008. Assim, a amostra foi seccionada no mês de setembro de 2008, com os dados anteriores a esta data compondo o período pré-crise e os dados posteriores, incluindo setembro, pós-crise. Para as análises de significância do modelo e de suas variáveis foi utilizado o nível de 10%.

Para o período pré-crise, o modelo mostrou-se estatisticamente significativo para 12 das 16 carteiras de teste. Neste, em apenas 3 carteiras os dois fatores de risco b_v e b_s foram estatisticamente significantes ao mesmo tempo. Para o período subsequente, o modelo foi estatisticamente significativo para 14 das 16 carteiras, e em 11 das 14 carteiras os dois fatores de risco foram estatisticamente significantes simultaneamente. Ainda, o valor da estatística F do modelo foi menor para apenas 2 carteiras no período pós-crise em relação ao período pré-crise. Estas observações levam a concluir que o Modelo apresentou maior aplicabilidade para o período pós-crise que para o período pré-crise.

O fator de risco b_v apresentou sinal positivo para ambos os períodos, o que é condizente com Fama & French (1993). No período pré-crise, este foi estatisticamente significativo para 8 das 12 carteiras, e no pós crise para 12 das 14.

O fator de risco b_s , no período pré-crise, apresentou a mesma discrepância de sinal em relação a Fama & French (1993) encontrada na análise do modelo para o período completo. Estes foram estatisticamente significantes para 7 das 12 carteiras e, para as de maior ME/BE, os coeficientes encontrados possuem

sinal positivo. Por outro lado, para o período pós-crise, a discrepância de sinais não foi verificada. Bs foi estatisticamente significativa para 11 das 14 carteiras, e em todos os casos apresentou sinal negativo. Assim, no período pré-crise as ações de maior ME/BE comportaram-se de forma diferente ao previsto por Fama & French (1993), e no período pós-crise, da mesma forma que os autores preveram. Esta observação reforça a hipótese de que o crescimento acelerado da economia e das empresas no período, de alguma forma, influenciou a tomada de decisão dos agentes do mercado, que passaram a “premiar” as ações de maior ME/BE. Por este mesmo motivo, quando a economia e os mercados entraram em modo de recuperação, este fenômeno não é mais observado.

Por último, no período pré-crise o intercepto do modelo foi estatisticamente significativo para 2 carteiras, enquanto no pós-crise, este foi significativo em 11 das 14 carteiras. Esta diferença, não prevista por Fama & French (1993), é provavelmente oriunda da recuperação de praticamente todas as ações da bolsa após o choque da quebra da Lehman Brothers.

Tabela 8 – Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores para o período de Julho de 2001 a Agosto de 2008

Fama & French Pré-Crise											
Portf	Beta	p-valor	bs (HML)	p-valor	bv (SMB)	p-valor	c	p-valor	R²	F-stat	p-valor
AA	0,817305	0,0000	-0,538735	0,0011	1,234957	0,0000	0,004297***	0,5535	0,575364	42,45542	0,0000
AB	0,902971	0,0000	-1,184680	0,0000	0,999115	0,0000	-0,001758***	0,8443	0,584024	43,99147	0,0000
AC	0,423441	0,0000	-0,429786	0,0012	-	-	-0,008225***	0,1612	0,413185	33,4455	0,0000
AD	0,833806	0,0000	-0,756073	0,0000	-	-	0,007122***	0,3733	0,580527	65,73738	0,0000
BA	0,720599	0,0000	-	-	1,220374	0,0000	-0,000333***	0,9660	0,389541	30,31035	0,0000
BB	0,776322	0,0000	-	-	0,747363	0,0000	0,009046***	0,1397	0,486851	45,0657	0,0000
BC	0,643847	0,0000	-	-	-	-	0,000757***	0,9052	0,417802	68,89238	0,0000
BD	0,90093	0,0000	-	-	-	-	-0,006320***	0,0067	0,829123	465,8065	0,0000
CA	0,499817	0,0000	-	-	0,762041	0,0028	0,002568***	0,8005	0,149589	8,091482	0,0006
CB	0,649918	0,0000	-	-	0,731640	0,0033	0,008974***	0,3612	0,244006	13,07186	0,0000
CC	0,832041	0,0000	-	-	0,405841	0,0084	0,005108***	0,4026	0,527471	53,02298	0,0000
CD	0,870358	0,0000	-	-	-	-	0,847736***	0,2234	0,847736	534,4832	0,0000
DA	0,848015	0,0001	1,613012	0,0054	1,287731*	0,0158	-0,049537*	0,0393	0,198873	5,957784	0,0011
DB	0,817851	0,0000	1,166626	0,0001	-	-	-0,016492***	0,1892	0,293694	19,33547	0,0000
DC	0,670806	0,0000	-	-	-	-	0,029145	0,0035	0,24932	31,55185	0,0000
DD	0,764258	0,0000	0,264294	0,0013	-	-	0,003247***	0,3687	0,789735	178,4051	0,0000

Estatisticamente não-significantes aos níveis: *1%, **5% e *10%**

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Económica e o software Eviews

Tabela 9 – Estimação dos Parâmetros do Modelo de Três Fatores para o período de Setembro de 2008 a Julho de 2011

Fama & French Pós-Crise											
Portf	Beta	p-valor	bs (HML)	p-valor	bv (SMB)	p-valor	c	p-valor	R²	F-stat	p-valor
AA	0,732542	0,0000	-1,120800	0,0000	1,659892	0,0000	0,015464**	0,0625	0,866238	69,07722	0,0000
AB	0,880789	0,0000	-1,108076	0,0000	1,129378	0,0000	0,018848	0,0064	0,91659	117,216	0,0000
AC	0,685828	0,0000	-1,386811	0,0000	0,820606	0,0000	0,019955*	0,0119	0,879303	77,70903	0,0000
AD	0,617101	0,0000	-0,478325	0,0190	-	-	-0,007320***	0,4188	0,652202	30,94135	0,0000
BA	0,628179	0,0000	-0,861787	0,0000	1,364152	0,0000	0,016321*	0,0195	0,865252	68,49349	0,0000
BB	0,845301	0,0000	-0,984146	0,0000	1,300779	0,0000	0,026283	0,0013	0,881515	79,35851	0,0000
BC	0,912466	0,0000	-0,877693	0,0000	0,567061	0,0012	0,021313	0,0023	0,908132	105,4415	0,0000
BD	0,816785	0,0000	-0,279075**	0,0509	-	-	0,000230***	0,9713	0,83462	83,27119	0,0000
CA	0,868994	0,0000	-	-	1,452122	0,0000	-0,002462***	0,7765	0,750081	49,52135	0,0000
CB	0,887466	0,0000	-0,429096*	0,0435	0,730095	0,0032	0,023400*	0,0163	0,780672	37,96677	0,0000
CC	0,996948	0,0000	-0,631106	0,0006	0,424951*	0,0288	0,031187	0,0002	0,878642	77,22781	0,0000
CD	0,829719	0,0000	-	-	-	-	0,006953**	0,0517	0,918499	383,173	0,0000
DA	0,65917	0,0000	-	-	2,129930	0,0000	0,016019**	0,0548	0,797443	64,95874	0,0000
DB	0,830196	0,0000	-	-	1,216075	0,0000	0,014594**	0,0514	0,781698	59,08349	0,0000
DC	0,762545	0,0000	-0,434534	0,0253	0,607043	0,0063	0,029302	0,0014	0,768239	65,50657	0,0000
DD	0,916814	0,0000	-	-	-	-	0,010783	0,0012	0,916814	374,7204	0,0000

Estatisticamente não-significantes aos níveis: *1%, **5% e *10%**

Fonte: Elaboração própria, utilizando base de dados da Económica e o software Eviews

5. CONCLUSÕES

O presente estudo analisou se o Modelo de Três Fatores, proposto por Fama & French (1993), tem maior poder explicativo que o modelo CAPM, de Sharpe (1963), Lintner (1964) e Black (1972), para o mercado acionário brasileiro. O principal diferencial deste trabalho em relação aos outros similares já realizados, para esta Bolsa, foi a utilização de um método de composição de *portfólios* que permitiu a inclusão de novas ações à amostra conforme estas foram sendo lançadas na Bovespa e ganharam liquidez suficiente para o modelo. Desta forma, a amostra inicial de 56 ações evoluiu para uma amostra de 284 ativos que, apesar de ainda muito inferior em número à amostra de Fama & French (1993), é significativamente maior que as amostras utilizadas em outros trabalhos. Esta metodologia teve, por objetivo, minimizar o problema da falta de dados, amplamente documentada nos trabalhos de Horng (1997), Bruni (1998), Mellone Jr. (1999), Costa Jr. & Neves (2000) e Málaga (2003).

Dos trabalhos anteriormente realizados, aquele que continha o maior número de *portfolios* analisados foi o de Málaga (2003), onde foram compostas nove carteiras pela intersecção de três grupos de ações ordenados pelo valor de mercado (ME) e outros três grupos ordenados pela razão valor contábil pelo valor de mercado (BE/ME). Neste trabalho, pelo método de composição de carteiras utilizado, foi possível separar as ações em um grupo a mais para cada fator (ME e BE/ME), originando-se assim um total de dezesseis.

A primeira conclusão desta pesquisa é que, assim como no caso americano, o Modelo de Três Fatores tem maior poder explicativo para os retornos dos *portfolios* brasileiros que o modelo CAPM. Este resultado foi obtido pela análise dos R^2 das regressões do modelo que, invariavelmente, foram maiores ou iguais que os obtidos com o CAPM.

A segunda conclusão é que os fatores de risco propostos por Fama & French (1993) mostraram-se estatisticamente significantes em quinze das dezesseis carteiras analisadas no modelo. A única exceção foi uma única carteira cujo beta do modelo CAPM indicou capturar a maior parte dos fatores de risco relativos àquele *portfolio*. Assim, pode-se concluir que os fatores valor de mercado (ME) e razão valor contábil pelo valor de mercado (ME/BE) também influenciam os retornos das ações brasileiras, e explicam parte do fator de risco de mercado, Beta, do CAPM, e parte dos resíduos deste modelo. Portanto, o Modelo de Três Fatores é, definitivamente, mais adequado para o cálculo do retorno esperado de uma ação brasileira que o modelo CAPM.

A análise dos coeficientes obtidos nas regressões do Modelo de Três Fatores para os *portfolios* brasileiros apresentou resultados similares aos de Fama & French (1993). O fator de risco valor de mercado (ME) apresentou sinal positivo

para a grande maioria dos *portfolios* analisados, assim como no trabalho original. Assim, as *Small Caps*, como são chamadas aquelas empresas de menor valor de mercado, apresentam maior retorno esperado que as *Large Caps*, as ações de alto valor de mercado.

O fator de risco valor de mercado pelo valor contábil apresentou sinal negativo para a maior parte das carteiras, equivalente ao sinal positivo encontrado por Fama & French (1993). Em outras palavras, para maior parte das carteiras, ações de baixa razão ME/BE apresentaram um retorno esperado maior que as de alta razão ME/BE.

Por outro lado, para um terço das carteiras analisadas, o fator ME/BE apresentou o sinal oposto ao esperado por Fama & French (1993). Este fenômeno é explicado pelo período da bolsa brasileira sobre o qual foram feitas as análises.

Os anos 2000 assistiram a um crescimento vertiginoso da economia do país e, por consequência, das pequenas empresas listadas na bolsa de valores. Estas, tradicionalmente *Growth Stocks*, tiveram um desempenho operacional superior às *Value Stocks*, o que levou à procura dos investidores por estes ativos. Esta é a diferença fundamental para a análise de Fama & French (1993).

Segundo Fama & French (1993), as ações de menor ME/BE são aquelas com lucros altos e persistentes em relação aos seus valores contábeis, e por isto possuem os retornos negativamente relacionados ao fator. Já as de maior ME/BE, segundo os autores, são empresas em situação de stress financeiro, de lucros baixos e intermitentes, e por isto apresentam menores retornos esperados que as outras.

No caso brasileiro, as ações de alto ME/BE não eram aquelas em stress financeiro, mas sim empresas da bolsa sobre as quais os investidores nutriam uma alta expectativa de crescimento de lucro, e por isto pagavam um “prêmio” sobre o seu valor contábil atual. Em função do crescimento da economia, e do ambiente favorável à investimentos, estas empresas em sua maioria acabaram por corresponder às expectativas dos investidores e apresentaram crescimento de lucro acima das *Value Stocks*. Por este motivo, seus valores de mercado cresceram proporcionalmente aos lucros e, por consequência, originaram o efeito positivo do fator de risco.

Para analisar o efeito da economia e do ambiente de investimento sobre estas variáveis, e a aplicabilidade do modelo, foi feita uma segunda análise na qual se dividiu o período de análise em pré e pós-crise de 2008. Apesar do crescimento médio da economia brasileira não ser muito diferente nos dois períodos, o ambiente de investimentos mudou significativamente para pior após o início da crise.

Ao fazer esta análise, constatou-se que o modelo possui maior poder explicativo para os retornos das ações no período pós-crise em relação ao período pré-crise. Ainda, a discrepância encontrada no sinal do fator de risco ME/BE também foi verificada no período pré-crise, entretanto não foi encontrada no período pós-crise. Este resultado reforça o argumento que o ambiente de investimentos e otimismo com a economia do país, de algum modo, influenciaram a decisão dos investidores no período pré-crise.

Para analisar mais a fundo tais efeitos, uma sugestão para trabalhos futuros seria adicionar algum fator de risco, possivelmente uma variável *dummy*, que capture o crescimento acima ou abaixo do potencial da economia brasileira. O objetivo desta variável seria controlar este efeito sobre as empresas de maior ME/BE e, desta forma, verificar se a relação do retorno com o fator de risco ME/BE se mantém o mesmo do encontrado por Fama & French para todas as carteiras de ações.

Uma segunda sugestão para variável explicativa, também relativa à esta discrepância encontrada, seria a quantidade de ofertas primárias realizadas na bolsa no período. Esta variável também tem o poder de capturar o crescimento econômico acima do potencial do país, uma vez que quando isto acontece, empresas necessitam de financiamento para suas expansões. Além deste fator, esta variável também teria o poder de capturar o otimismo dos mercados em relação às ações brasileiras, um fator intangível, mas crucial na decisão da empresa de captar recursos no mercado acionário ao invés do mercado de dívida. As únicas exceções a este cenário são empresas em dificuldade financeira, porém empresas com o patrimônio líquido negativo são excluídas da amostra, e as remanescentes seriam minoria absoluta e não causariam um viés significativo as análises.

Outra sugestão para trabalhos futuros seria utilizar outra abordagem para o índice representativo do mercado acionário do Brasil. Para este trabalho, foi utilizado o índice Ibovespa. Neste índice, as ações de menor liquidez, que são a maior parte da amostra utilizada, possuem peso muito inferior às ações de maior liquidez, que são minoria na amostra. Um efeito deste viés pode ser observado no cálculo dos Betas do CAPM. Se o índice de mercado fosse perfeitamente diversificado, o valor médio dos Betas das carteiras deveria ser um. Porém, como é observado, os Betas do CAPM possuem valores menores que um. Assim, uma sugestão seria refazer os testes do modelo utilizando para os retornos do mercado (R_m) uma média simples do retorno de todas as ações que compõe a amostra. Provavelmente este viés causado pelo índice Bovespa seria reduzido significativamente.

Por último, apesar deste trabalho possuir uma amostra de ações significativamente maior que os anteriores, esta ainda é pequena quando comparada ao trabalho de Fama & French (1993), o que ocasiona algumas

limitações. No artigo original, os autores utilizam todo o universo de ações disponível na NYSE e na Nasdaq, em um período de 29 anos. Neste, os autores não discriminam o número exato de ações utilizado, entretanto estima-se que este universo é muito superior às 500 ações que compõem o S&P500. Isto, ainda, permite aos autores construir 25 *portfolios* no total, ao invés de 16, e também permite utilizarem retornos anuais, ao invés de mensais.

Como a maior quantidade de ações encontrada para a bolsa brasileira foi, em 2011, relativo a 284 empresas, é provável que a limitação da amostra permaneça ainda por muitos anos a fio. Assim, a criatividade dos próximos autores para tentar contornar o problema continuará sendo crucial para o sucesso da análise do Modelo de Três Fatores para a bolsa brasileira.

REFERENCIAS

BANZ, R. The relationship between return and market value of common stock. *Journal of Financial Economics*, 9, p. 3-18, March 1981

BLACK, F. Beta an return. *Journal of Portfolio Management*, 20, p. 8-18, 1993.

BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLLES, M. The Capital asset pricing model: some empirical testes. In M.C. Jensen (org.). *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger, 1972.

BRUNI, A. L. Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação de ações negociadas na BOVESPA. São Paulo, 1998: 154. Dissertação de Mestrado. FEA/USP. CHAN, L.; CHEN, N. Structural and return characteristics of small and large firms. *Journal of Finance*, 46, p. 1467-1484, March, 1991.

BODIE, Z., KANE, A., MARCUS, A.J., *Investments*, 7a. Ed., Irwin/McGraw-Hill, 2008.

COSTA Jr., N. C. A. da; NEVES, M. B. E. Variáveis fundamentalistas e retornos das ações. *Revista Brasileira de Economia* (FGV), 54 (1), p. 123-137, jan./mar, 2000.

COSTA Jr., N. C. A. da; O'HANLON, J. Efeito tamanho versus o efeito mês-do-ano no mercado de capitais brasileiro: uma análise empírica. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 16, (43), 1991.

FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 47, 1992, p.427-465

FAMA, Eugene; FRENCH, Kenneth. Common Risk Factors in the Return of Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, p.3-56

FAMA, E. F.; FRENCH, K. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50, p.131-155, January, 1995.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. Multifactor explanation of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 56, p. 55-84, January, 1996.

FAMA, E. F.; MACBETH J. Risk, return and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, p. 607-636, May/June, 1973.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.

HORNG, W.J. 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. São Paulo, 1997. 118. Dissertação de Mestrado – EAESP-FGV.

MALAGA, F.K. Aplicação do Modelo de Três Fatores de Fama e French no mercado acionário brasileiro – um estudo empírico do período 1995-2003. São Paulo, 2003. Dissertação de Mestrado – FEA-USP.

MARKOWITZ, H. M. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. Cowles Foundation Monograph, 16. Yale University Press, New Haven, 1959.

MARKOWITZ, H. M. Foundation of Portfolio Theory. *Journal of Finance*, 46, p. 469-477, June, 1991.

MELLONE Jr., G. Beta: problemas e evidência empírica. São Paulo, 1999: 178. Dissertação de Mestrado, EAESP/FGV.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19, p. 425-443, September, 1964.

SHARPE, W. F. *Portfolio Theory and Capital Markets*. New York: McGraw Hill, 1970.

SHARPE, W.F., ALEXANDER, G. J. & BAILEY, J. V. *Investments*. 5° ed., New Jersey: Prentice Hall, 1995.