UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ESTIMAÇÃO DO CAPM INTERTEMPORAL COM AÇÕES DA BOVESPA

Leandro de Oliveira Almeida

Orientador: Fernando Postali

SÃO PAULO
2010

Prof. Dr. João Grandinho Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrigh
Coordenador de Pós-Graduação

Leandro de Oliveira Almeida

ESTIMAÇÃO DO CAPM INTERTEMPORAL COM AÇÕES DA BOVESPA

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Postali

São Paulo

2010

Almeida, Leandro de Oliveira
Estimação do CAPM intertemporal com ações da BOVESPA / Leandro de Oliveira Almeida – São Paulo, 2010.
55 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2010
Orientador: Fernando Postali

1 .Finanças 2. Apreçamento I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332

Aos meus amigos

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço ao empenho e paciência do meu orientador Fernando Postali.

Aos meus amigos da USP, todos eles, que dividimos estudos e churrascos, listas de exercícios e cervejas, trabalhos e cafés, seminários e bandejões. Agragecimentos especiais à: Thiago (Jesus), Tiagão, Bruno Bernardi, Guilherme Gamba, Fernando, Ana Maria, André, Richard, Rafael, Guilherme Penin, Thomas, Bruno Westin, Maracajaro, Ricardo, Eric, Wander, Guilherme Attuy, Acauã, Mariana Thibes, Gustavo, Silvio Michael, Sergio, Raone, Marcos Fantinatti.

Aos professores que me propiciaram direta e indiretamente um excelente curso de pós-graduação: Guilhoto, Haddad, Denisard, Ricardo Avelino, Dudu, Mauro Rodrigues, Danilo, Gabriel Madeira, Fernando Postali, José Securato, Marcos Eugênio, Vera Fava, Botelho.

Às secretárias e funcionárias da biblioteca, pela presteza: Valéria, Márcia, Anilza, Renata, Alda, Irene, Lúcia.

À USP, excelente universidade, à FEA, ao Departamento de Economia e à FIPE pelos auxílios prestados e pelo ambiente criado.

Ao CNPq pelo apoio financeiro prestado.

Aos meus pais e irmãos por tudo.

Aos meus tios pelo exemplo.

E à minha lindinha.

“Navegar é preciso; viver não é preciso”

Fernando Pessoa

RESUMO

Esse trabalho se propõe a estimar um modelo de apreçamento de ativos de capital financeiro intertemporal, em inglês, *intertemporal capital asset pricing model* – ICAPM, utilizando as inovações produzidas de duas variáveis de estado: o índice máximo de Sharpe e a taxa real de juros. Tais variáveis são supostas formadas a partir de um processo de difusão de reversão à média: Ornstein-Uhlenbeck. A estimação do modelo completo, ICAPM, é feita no arcabouço de cross-section e comparada com a estimação do modelo de três fatores de Fama-French, tanto em retornos mensais quanto semanais. O modelo ICAPM não mostrou um grau de ajuste melhor que o modelo de Fama-French.

Palavras-chave: Finanças, Apreçamento, CAPM Intertemporal

ABSTRACT

This work intends to estimate an intertemporal capital asset pricing model, by using the innovations of two state variables: maximum Sharpe index and real interest rate. These variables are supposed created by a mean reverting diffusion process: Ornstein-Uhlenbeck. The complete estimation of ICAPM is made in a cross-section approach and it is compared with Fama-French three factors model, as in monthly return as weekly return. ICAPM model does not have a better goodness of fit than Fama-French Model.

Keywords: Finance, Pricing, Intertemporal CAPM

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS

B/M: índice *book to market*

BOVESPA: Bolsa de valores de São Paulo

CAPM: *Capital Asset Pricing Model* ou Modelo de Apreçamento de Ativos

CDI: Certificado de Depósito Bancário

CETIP: Câmara de Custódia e Liquidação

IBOVESPA: Índice BOVESPA

ICAPM: *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* ou Modelo de Apreçamento de Ativos Intertemporal

IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo

O-U: processo de Ornstein-Uhlenbeck

LISTA DE TABELAS

1 INTRODUÇÃO

O mais importante desenvolvimento na moderna teoria de carteiras de mercado de capitais é o modelo de média-variância de Sharpe-Lintner. Embora o modelo seja a base de vários trabalhos acadêmicos e tenha forte impacto na comunidade financeira não acadêmica, ele ainda está sujeito a críticas teóricas e empíricas. O modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model* ou Modelo de Apreçamento de Ativos) é estático (ou seja, de período único), embora geralmente seja tratado como se valesse intertemporalmente. Assim, o modelo é criticado por sua natureza não dinâmica e neste trabalho procura-se mitigar este problema, pois em Merton (1971) temos que o comportamento de um maximizador intertemporal, baseado em estratégias de gestão de carteira, é significantemente diferente quando ele se depara com uma mudança conjunto de oportunidades de investimento[1] do que quando ele se vê diante de um conjunto constante.

Assim procuramos estimar um modelo de apreçamento de carteira de ações que valha intertemporalmente. Este modelo é chamado de ICAPM (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model* ou Modelo de Apreçamento de Ativos Intertemporal), estimado segundo uma regressão em que as inovações (no caso, previsões um passo a frente) são fatores (variáveis) acrescidos ao modelo de regressão do CAPM.

Para comparar com outro modelo que também acrescente fatores ao clássico CAPM, estimamos o também clássico modelo de três fatores de Fama-French e comparamos os dois modelos (ICAPM e Fama-French), tanto em retornos mensais quanto em retornos semanais, pois o modelo ICAPM parte de uma base de tempo contínuo. Assim o modelo semanal é mais adequado, pois o erro de discretização é menor quanto menor for o período de tempo considerado para o retorno.

Brenan et al. (2004) e Khmilevska (2006) desenvolveram e estimaram modelos ICAPM variantes no tempo, onde assumem que o conjunto de oportunidades de investimento é completamente descrito pela dinâmica da taxa real de juros e pelo máximo do índice de Sharpe. Para o Brasil assumiremos que as duas variáveis seguem processos independentes de

[1] Conjunto de oportunidade de investimento pode ser definido como: as combinações possíveis de risco e retorno que o investidor tem acesso.

Ornstein-Uhlenbeck e seus valores correntes são estatísticas suficientes para todas as oportunidades de investimento futuras, além de serem observados diretamente[2].

Os próximos capítulos estão organizados da seguinte forma: o 2º capítulo trará panorama dos modelos teóricos de apreçamento de ativos e apresenta-se a base teórica do modelo utilizado neste trabalho. Em seguida, no 3º capítulo, apresenta-se o tratamento empírico dos dados primários, tanto dos dados necessários ao modelo de três fatores de Fama-French quanto ao modelo ICAPM. No 4ª capítulo são apresentadas as estimações dos modelos CAPM, Fama-French e ICAPM, tanto em retornos mensais quanto semanais. Por fim, um último capítulo de conclusão do trabalho.

[2] Em Brenan et alii (2004) a taxa real de juros e o índice de Sharpe são supostamente não observados, levando a estimação com utilização de filtro de Kalman. Aqui suporemos que as variáveis são diretamente observadas, deixando de ser útil a utilização de filtro de Kalman.

2 MODELOS TEÓRICOS DE APREÇAMENTO DE ATIVOS

A moderna teoria de seleção de carteira começa com o trabalho pioneiro de Markowitz (1952), o qual define a relação entre risco e retorno, e a estratégia seguida que gera carteiras eficientes: maximizar retorno, dado risco, ou minimizar risco, dado retorno.

O conjunto de carteiras que serão preferíveis por todos os investidores que preferem retornos maiores que menores é chamado de fronteira eficiente. A fronteira eficiente de todos os ativos com risco é chamada de fronteira eficiente de investimento com risco (que é formada a partir da combinação linear de todos os ativos com risco da economia). Já a fronteira que contempla o ativo livre de risco e a fronteira eficiente de investimento com risco é chamada de fronteira eficiente geral de investimento.

Se introduzirmos um ativo livre de risco que pode ser tomado e dado como empréstimo, o conjunto de carteiras com risco que um investidor pode possuir é identificável sem suposição sobre as preferências sobre risco do investidor, conforme Elton (2007).

Sharpe (1964) desenvolve um modelo de apreçamento de ativos financeiros, em um contexto de equilíbrio geral, chamado CAPM, onde os investidores atuam em mercado competitivo de ativos, comprando e vendendo sem possibilidade de afetar individualmente os preços dos ativos.

No CAPM os investidores têm expectativas homogêneas e possibilidade de usar a mesma taxa de juros de empréstimo. Assim, a carteira de ativos com risco de um investidor será idêntica à carteira de ativos com risco de qualquer outro investidor. Deste modo, se todos os investidores possuem a mesma carteira com risco, então, em equilíbrio, essas carteiras devem ser iguais à carteira de mercado M, conforme figura 1.

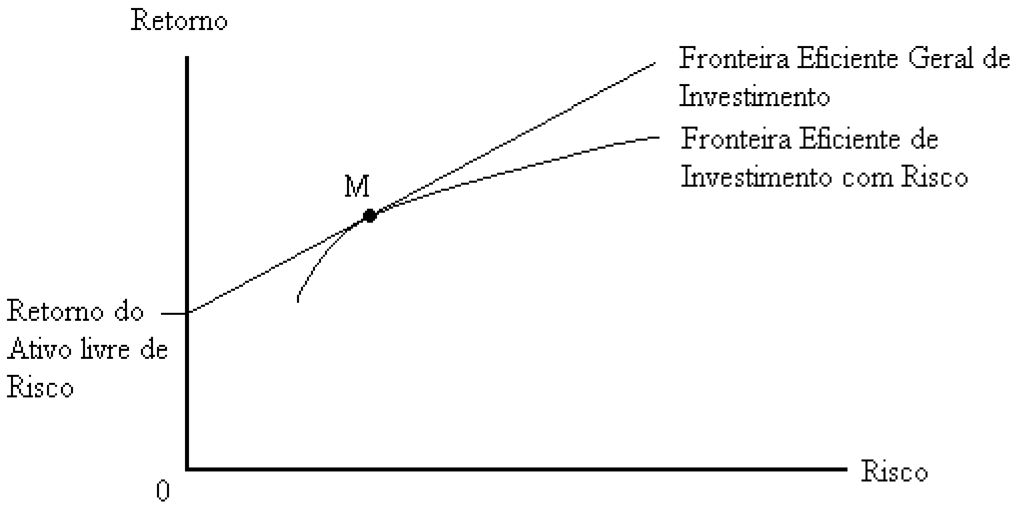

Figura 1 – Fronteira eficiente com ativo livre de risco

A curva chamada fronteira eficiente de investimento com risco é o retorno máximo dado risco da combinação (comprado e vendido) de todos os ativos de mercado com risco.

A razão entre a diferença da esperança de excesso de retorno da carteira de mercado M, $E(R^M)$, e o ativo livre de risco, R^f, sobre o desvio-padrão do retorno da carteira de mercado, $\sigma(R^M)$, é conhecida como índice de Sharpe[3], razão de Sharpe ou razão de prêmio de variância:

$$SH = \frac{E(R^M) - R^f}{\sigma(R_M)} \tag{1}$$

A razão de Sharpe é a inclinação da fronteira eficiente geral de investimento da figura 1:

$$R_i - R_f = \frac{R_m - R_f}{\sigma_M}\sigma_{iM} \tag{2}$$

Onde R_i é o retorno do ativo i e σ_{iM} é a covariância do retorno do ativo i com o retorno de mercado.

Multiplicando e dividindo o lado direito por σ_M, temos:

$$R_i - R_f = \left(R_m - R_f\right)\frac{\sigma_{iM}\sigma_M}{\sigma_M^2} \tag{3}$$

[3] Na verdade o índice de Sharpe de mercado. O índice de Sharpe é definido sobre um ativo i qualquer, conforme Sharpe (1966).

Onde $\frac{\sigma_{iM}\sigma_M}{\sigma_M^2}$ é chamado de β_{iM}, que é o parâmetro que dá a relação entre o prêmio de risco do ativo i sobre o prêmio de risco do mercado.

Assim temos a equação do modelo de Sharpe:

$$R_i - R_f = \beta_{iM}(R_M - R_f) \tag{4}$$

A equação (4) estabelece uma relação linear entre o prêmio de risco do ativo i e o prêmio de risco de mercado.

Black, Jensen e Scholes (1971) constroem carteiras de ativos, sob o modelo de Sharpe, que possuem covariância zero com o mercado, (i.e. β = 0). Mas tais carteiras têm retornos médios que excedem a taxa livre de risco, o que sugere que existe, ao menos, um fator além do retorno de mercado que sistematicamente afeta o retorno dos ativos. Esta evidência, aliada a hipótese de natureza estática do CAPM[4], servem de base ao ICAPM de Merton e também ao modelo de três Fatores de Fama-French.

2.1 Modelo ICAPM

O modelo intertemporal de apreçamento de ativos de capitais de Merton (1973), em inglês, intertemporal capital asset pricing model (ICAPM), supõe que existe variação estocástica no conjunto de oportunidades de investimento, sugerindo que provavelmente exista prêmio de risco associado com inovações nas variáveis de estado descritas nas oportunidades de investimento.

No modelo de Merton os fatores que explicam o retorno de um ativo i qualquer são variáveis de estado que prevêem mudanças na distribuição dos retornos ou renda futuros.

Conforme Cochrane (2005), modelos de apreçamento de fatores (*factor pricing models*) são funções lineares do fator de desconto estocástico[5]:

$$m_{t+1} = a + b' f_{t+1} \tag{5}$$

Onde a e b são parâmetros livres e f_{t+1} são os fatores que explicam o fator de desconto estocástico. Ainda conforme Cochrane (2005), (5) é equivalente ao modelo de múltiplos beta:

[4] Para uma lista das condições necessárias para a validade do modelo de média-variância, ver Samuelson (1967) e (1970).

[5] De acordo com Cochrane (2005) pricing kernel ou fator de desconto estocástico é taxa marginal de substituição do consumo em t pelo consumo em t+1 multiplicada pelo fator de desconto subjetivo, ou seja, $m_{t+1} \equiv \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$.

$$E\left(R_{t+1}\right)=\gamma+\beta'\lambda \tag{6}$$

Onde β são coeficientes de regressão múltiplos dos retornos R sobre os fatores f, e γ e λ são parâmetros livres.

O uso de fatores f se justifica por serem *proxies* do crescimento da utilidade marginal agregada, esses fatores devem ser sensíveis a ela e terem interpretação econômica.

$$\beta\frac{u'\left(c_{t+1}\right)}{u'\left(c_t\right)}\approx a+b'f_{t+1} \tag{7}$$

Alguns estudos utilizam-se de fatores correntes e passados como proxies do crescimento da utilidade marginal agregada, como o modelo de três fatores de Fama-French encontrado em 2.2 pode ser interpretado.

Outros estudos, como o de Lauretti, Kayo e Marçal (2009) focam nas informações intangíveis e seu impacto nos retornos de mercado. Aqui vamos focar em um modelo que se ajuste ao fator de desconto estocástico sem no entanto modelá-lo diretamente, conforme ficará evidente na equação (16).

O ICAPM gera modelos de fatores de desconto linear, como (5), no qual os fatores são variáveis de estado[6] para decisão do investidor entre consumo e alocação em carteiras.

O consumo ótimo é uma função das variáveis de estado, $c_t = g(z_t)$. Substituindo no fator de desconto estocástico, temos:

$$m_{t+1}=\beta\frac{u'\left(g\left(z_{t+1}\right)\right)}{u'\left(g\left(z_t\right)\right)} \tag{8}$$

A função valor depende das variáveis de estado:

$$V\left(W_{t+1},z_{t+1}\right) \tag{9}$$

Então podemos escrever:

$$m_{t+1}=\beta\frac{V_w\left(W_{t+1},z_{t+1}\right)}{V_w\left(W_t,z_t\right)} \tag{10}$$

Sem perda de generalidade, podemos definir o fator de desconto estocástico em tempo contínuo.

$$\Lambda_t\equiv e^{-\delta_t}V_w\left(W_{t+1,}z_t\right) \tag{11}$$

Então temos:

---

[6] As variáveis de estados são aquelas que são proxies para o fator de desconto estocástico, ou seja, são variáveis que afetam sistematicamente o retorno dos ativos. A riqueza corrente (usada como retorno de mercado) é uma variável de estado, pois altera a decisão de consumo do investidor, conforme Cochrane (2005).

$$\frac{d\Lambda_t}{\Lambda_t} = -\delta dt + \frac{W_t V_{ww}(W_t, z_t)}{V_w(W_t, z_t)} \frac{dW_t}{W_t} + \frac{W_{Wz}(W_t, z_t)}{V_w(W_t, z_t)} dz_t \tag{12}$$

A elasticidade do valor marginal em relação à riqueza é chamada de coeficiente relativo de aversão ao risco:

$$rra_t \equiv -\frac{WV_{ww}(W_t, z_t)}{V_w(W_t, z_t)} \tag{13}$$

Substituindo na equação básica de apreçamento, temos o ICAPM, o qual relaciona o retorno esperado à covariância dos retornos com a riqueza e também com outras variáveis de estados (no caso, a taxa real de juros e o índice máximo de Sharpe).

$$E\frac{dp_t^i}{p_t^i} + \frac{D_t^i}{p_t^i}dt - r_t^r dt = car_t E(\frac{dW_t}{W_t}\frac{dp_t^i}{p_t^i}) - \frac{V_{W_{z,t}}}{V_{W,t}} E(dz_t \frac{dp_t^i}{p_t^i}) \tag{14}$$

Para efeitos de estimação de regressão é melhor expressar o ICAPM em termos de betas do que covariâncias. Ainda de acordo com Cochrane (2005) a maior parte dos trabalhos empíricos é feita em tempo discreto, como, por exemplo, Brenam(2004), Khmilevska (2006). E pode-se aproximar o modelo em tempo contínuo como:

$$E_t(R_{t+1}^i) - R_t^f \approx rra_t \operatorname{cov}_t(R_{t+1}^i, \Delta W_{t+1}/W_t) + \lambda_{zt} \operatorname{cov}_t(R_{t+1}^i, \Delta z_{t+1}) \tag{15}$$

Nielsen e Vassalou (2006) demonstram formalmente que as variáveis: taxa real de juros e o máximo índice de Sharpe, além da riqueza, precificam o ICAPM. Eles concluem que os investidores somente fazem hedge contra mudanças nas médias, variâncias e covariâncias de retornos dos ativos que afetam a posição ou a inclinação da fronteira eficiente geral de investimento. Desta forma, neste trabalho, as variáveis de estado em (8) serão o índice máximo de Sharpe e a taxa real de juros.

Sobre modelos que enfocam o fator de desconto estocástico, modelando-os diretamente podemos citar: Domingues (2000) e Catalão e Yoshino (2006).

Assim, dada a fronteira eficiente da figura 1, com possibilidade de emprestar na taxa livre de risco, os investidores iram utilizar a inclinação da fronteira eficiente geral de investimento, que é o índice de Sharpe de mercado, conforme (2), e mudanças no intercepto da mesma, que é a taxa de juros de mercado considerada, para precificar o ICAPM.

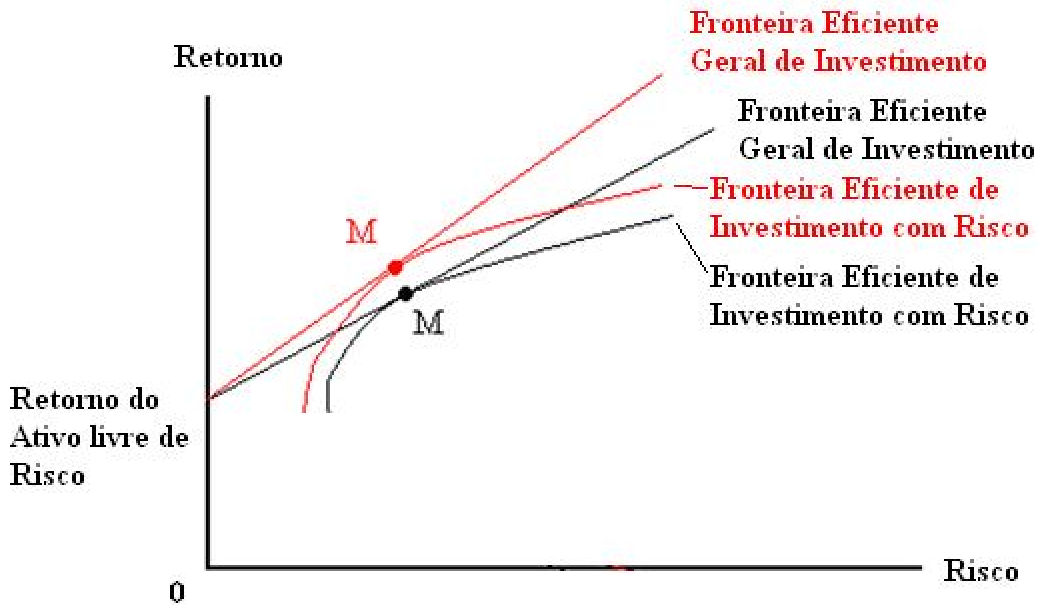

Figura 2– Mudança da fronteira eficiente devido à mudança da inclinação da fronteira eficiente geral de investimento.

E também os investidores irão se preocupar com o intercepto da Fronteira Eficiente Geral de Investimento, que é a taxa de juros livre de risco, aqui considerada a taxa de juros de mercado (CDI), conforme (4).

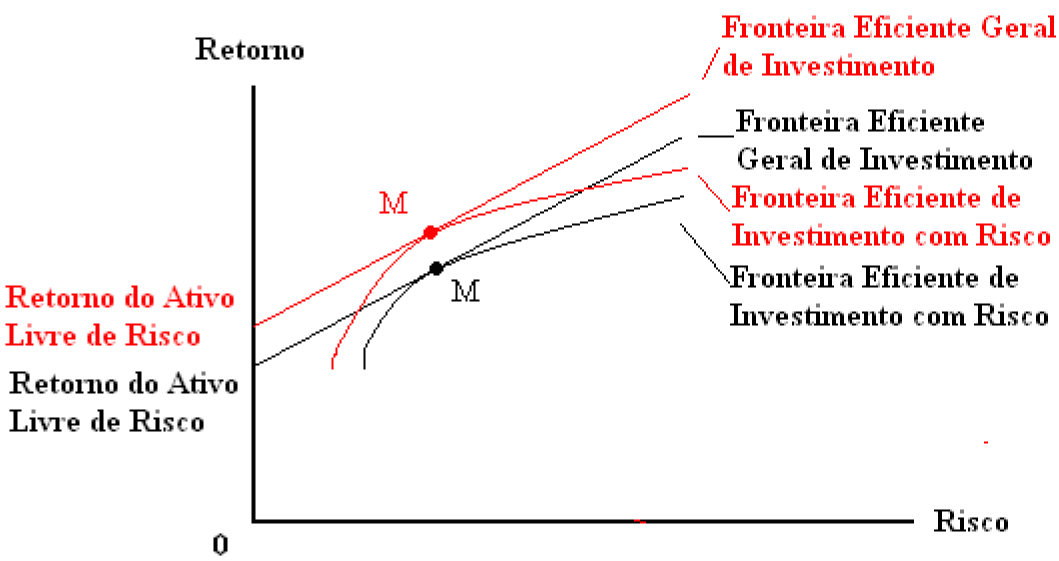

Figura 3- Mudança na fronteira eficiente devido à mudança no intercepto da fronteira eficiente geral de investimento.

2.2 Estimação das Variáveis de Estado do Modelo ICAPM

O modelo ICAPM deste trabalho assume que o conjunto de oportunidades de investimento é completamente descrito pela dinâmica da taxa real de juros e pelo máximo índice de Sharpe. As duas variáveis de estado seguem processos independentes de Ornstein-Uhlenbeck e seus valores correntes são estatísticas suficientes para todas as oportunidades de investimento futuras. A seguir descrevemos como construímos as inovações nas variáveis de estado: taxa real de juros e índice máximo de Sharpe.

Os processos independentes podem ser identificados como equações de Ornstein-Uhlenbeck ou equações de Langevin, conforme Oksendal (2007), e para construir um modelo de valoração estimável, identifica-se as variáveis r e η, cuja solução é chamada de processo de Ornstein-Uhlenbeck. Assim a dinâmica do conjunto de oportunidades de investimento é completamente capturada por:

$$dr = \kappa_r(\bar{r} - r)dt + \sigma_r dz_r \qquad (16.1)$$

$$d\eta = \kappa_\eta(\bar{\eta} - \eta)dt + \sigma_\eta dz_\eta \qquad (16.2)$$

O modelo acima não é um modelo estrutural, micro-fundamentado, pois sua especificação não parte dos gostos, crenças e oportunidades dos investidores. No entanto, ele dá uma base simples para a característica essencial do ICAPM, o apreçamento do risco associado com variações no conjunto de oportunidades de investimento instantânea considerando apenas duas variáveis de estado, r e η. O modelo assume que r e η seguem um processo de Markov conjunto[7]. Tal modelo implica que a taxa real de juros r é estocástica e que todos os prêmios de risco são proporcionais ao índice de Sharpe estocástico η.

Os processos de Ornstein-Uhlenbeck, $dx_t = \phi(\mu - x_t)dt + \sigma dz_t$, descritos acima, são processos de reversão à média, onde $E_t(dx_t) = \phi(\mu - x_t)dt$ força x_t voltar ao seu estado estacionário μ, mas os choques σdz_t fazem o processo girar em torno desse estado, onde x é o logaritmo da variável r ou η; μ é o valor de estado estacionário $\bar{r}$ ou $\bar{\eta}$; ϕ é o parâmetro de velocidade de reversão κ_r ou κ_η; σdz_t é a variância $\sigma_r dz_r$ ou $\sigma_\eta dz_\eta$.

[7] Seja x(t) um processo estocástico de p variáveis. Tal vetor será chamado de processo de Markov conjunto se para todo n, $t_1 < t_2 < \ldots < t_n$, temos:
$P(x(t_n) \leq x_n \mid x(t) \text{ para todo } t \leq t_{n-1}) = P(x(t_n) \leq x_n \mid x(t_{n-1}))$.

O processo de Ornstein-Uhlenbeck (O-U) é a versão em tempo contínuo de um processo estacionário AR(1), conforme Campbell (1997) e Cochrane (2005). E nesta primeira estimação do modelo adaptado ao Brasil serão estimados modelos AR(1) de tempo discreto independentes. Assim o modelo de tempo contínuo acima descrito é análogo ao modelo auto-regressivo quando $\Delta t \rightarrow 0$ como o seguinte processo AR(1), conforme Dixit & Pindyck (1994):

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \mu(1 - e^{-\phi\Delta t}) + (e^{-\phi\Delta t} - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (17)$$

Onde ε é normalmente distribuído com média zero e variância σ_ε^2, e:

$$\sigma_\varepsilon^2 = \left[1 - \exp(-2\phi)\right]\sigma^2 / 2\phi \qquad (18)$$

Para se estimar os parâmetros do modelo de reversão à média, estima-se a seguinte regressão, conforme Dixit & Pindyck (1994):

$$x_t - x_{t-1} = a + bx_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (19)$$

E calculam-se os parâmetros:

$$\bar{x} = -a / b \qquad (20.1)$$

$$\phi = -\ln(1+b) \qquad (20.2)$$

$$\sigma = \sigma_\varepsilon \sqrt{\frac{2\ln(1+b)}{(1+b)^2 - 1}} \qquad (20.3)$$

Onde σ_ε é o desvio-padrão da regressão.

O excesso de retorno, ou prêmio de risco, de um ativo i é uma função linear do excesso de retorno do retorno de mercado e das inovações das variáveis de estado r e η, então a partir de (15) e (17) temos:

$$R_i - R_f = a_i + \beta_{iM}(R_M - R_f) + \beta_{i\eta}\Delta\eta + \beta_{ir}\Delta r + \varepsilon_i \qquad (21)$$

Onde as inovações nas variáveis de estado: r e η são estimadas usando os parâmetros estimados da equação (19).

2.3 Modelo de Fama-French

Fama & French (1993) formularam um modelo de três fatores que explicam variações de retornos nos ativos tendo melhor ajuste aos dados que o modelo CAPM. Os três fatores utilizados no modelo são: o retorno de mercado (incluído no CAPM), o tamanho da empresa (medido pelo valor de mercado da empresa) e o índice B/M (book-to-market), ou a relação entre o valor contábil e o valor de mercado das ações ordinárias da empresa. Tais variáveis têm papel fundamental na determinação em cross-section do retorno médio de ações, encontrando evidências que retornos médios de ações são negativamente relacionados ao tamanho da empresa e positivamente relacionados à razão de valor contábil sobre valor de mercado, ou seja, empresas pequenas e empresas com baixa razão de valor contábil sobre valor de mercado são mais arriscadas que outras firmas. Para o Brasil, Málaga (2003) também encontrou que empresas pequenas são mais arriscadas, mas encontrou que empresas com maior razão de valor contábil sobre valor de mercado são mais arriscadas.

O valor de mercado da empresa i no instante t é definido como:

$$VM_{i,t} = \sum_{i=1}^{n} P_{y,i,t} N_{y,i,t} \tag{22}$$

Onde, $VM_{i,t}$ = valor de mercado da empresa i no instante t,

$P_{y,i,t}$ = preço da ação do tipo y (ordinária ou preferencial), da empresa i no instante t, e $N_{y,i,t}$ = número de ações do tipo y (ordinária ou preferencial), da empresa i, no instante t.

A razão B/M da empresa i no instante t é definida como:

$$B/M_{i,t} = \frac{VC_{PL,dez(t-1)}}{VM_{PL,dez(t-1)}} \tag{23}$$

Onde, $B/M_{i,t}$ = índice B/M, calculado com dados de dezembro do ano t-1, utilizando para formação das carteiras no ano t,

$VC_{PL,dez(t-1)}$ = valor contábil do patrimônio líquido em 31 de dezembro do ano t-1, $VM_{PL,dez(t-1)}$ = valor de mercado do patrimônio líquido em 31/12 do ano t-1.

A estimação do modelo de três fatores de Fama-French é idêntica àquela encontrada em Málaga (2003), a exceção do período analisado, conforme abaixo:

A amostra das empresas analisadas constitui das ações listadas na BOVESPA entre 1º de janeiro de 2004 e 30 de junho de 2009.

Excluíram-se da amostra as empresas financeiras, uma vez que seu alto grau de endividamento, normal para o setor e que influencia o índice B/M, não tem o mesmo significado que o alto grau de endividamento de empresas não financeiras, de acordo com Fama & French (1992). Também excluíram-se as ações que não apresentavam:

(a) Cotações mensais consecutivas para um período de 12 meses posterior ao de formação das carteiras;

(b) Valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho, com tolerância de cinco dias;

(c) Patrimônio líquido positivo em 31 de dezembro, com tolerância de cinco dias.

2.3.1 Metodologia para Determinação do Prêmio pelo Risco de Tamanho e B/M.

Para a determinação do prêmio pelo risco de Tamanho e B/M, é necessário seguir os seguintes passos, presentes em Málaga (2003):

(a) Em junho de cada ano t, começando em 2004 terminando em 2009, todas as ações da amostra são ordenadas de acordo com o valor de mercado de junho das empresas que representam. O valor mediano é utilizado para dividir a amostra em dois grupos, classificados como B (Big) e S (Small), que contém as empresas de maior e menor valor de mercado respectivamente.

(b) Também neste mesmo mês, todas as ações da amostra são ordenadas de acordo com o índice B/M das empresas que representam. Este índice é calculado com valores contábeis e de mercado do patrimônio líquido referentes a dezembro do ano anterior (t-1) ao de formação das carteiras. Empresas com patrimônio líquido negativo e sem valores em dezembro do ano t-1 e junho do ano t não são incluídas na amostra. Após a ordenação, a amostra é segregada em três grupos: 30% inferior (Low), 40% médio (Medium) e 30% superior (High) de acordo com o valor do índice B/M.

(c) Em junho de cada ano t, após as duas ordenações anteriores, constroem-se seis carteiras, decorrentes da intersecção dos dois grupos ordenados de acordo com a variável Valor de Mercado e dos grupos ordenados de acordo com a variável B/M. Estes seis grupos são:

a. S/L (small and low): ações com baixo valor de mercado e baixo índice B/M;

b. S/M (small and medium): ações com baixo valor de mercado e médio índice B/M;

c. S/H (small and high): ações com baixo valor de mercado e alto índice B/M;

d. B/L (big and low): ações com alto valor de mercado e baixo índice B/M;

e. B/M (big and medium): ações com alto valor de mercado e médio índice B/M;

f. B/H (big and high): ações com alto valor de mercado e alto índice B/M.

(d) De julho do ano t a junho do ano t+1, calcula-se o retorno mensal real de cada ação, utilizando-se como deflator o IPCA do mês.

(e) De julho do ano t a junho do ano t+1, calcula-se o retorno real mensal de cada uma das seis carteiras através da ponderação, pelo valor de mercado da ação em relação ao valor de mercado da carteira, dos retornos das ações que as compõem.

(f) Mensalmente, calcula-se o prêmio do fator de risco tamanho (SMB) pela diferença entre a média dos retornos mensais das três carteiras S descritas anteriormente e a média dos retornos mensais das três carteiras B.

(g) Mensalmente, também se determina o prêmio pelo fator risco B/M (HML), através da diferença entre a média dos retornos mensais das duas carteiras H e a média dos retornos mensais das duas carteiras L.

(h) Finalmente, todo mês calcula-se o prêmio pelo fator risco de mercado, subtraindo-se do retorno da carteira de mercado a taxa livre de risco. O retorno da carteira de mercado é encontrado através da ponderação, pelo valor, do retorno das ações amostrais.

(i) Todas as carteiras são reformuladas em junho de cada ano, repetindo-se os mesmos procedimentos.

2.3.2 Metodologia para Determinação do Retorno das Carteiras

São construídas 25 carteiras segundo 5 quintis ordenados por ordem de magnitude de duas variáveis, valor de mercado (da empresas em junho de cada ano) e razão do valor cotábil da empresa sobre valor de mercado. Tais carteiras são utilizadas em todos os modelos de carteira aqui presentes: CAPM, Fama-French, ICAPM, tanto com retornos mensais, quanto retornos semanais.

A seguir tem-se um quadro com as classificações das 25 carteiras, onde, por exemplo, a carteira AQ será a carteira com o quintil de ações de empresas de maior valor de mercado (A é o quintil de maior valor de mercado de empresa) e o 4º quintil de maior valor da razão B/M (book to market ou razão de valor contábil sobre valor de mercado).

Quadro – Formação das 25 carteiras do Modelo de Fama-French

Valor de Mercado da empresa em t		Razão de valor contábil em dez t-1 sobre valor de mercado em dez t-1	
5º quintil (de maior valor de mercado)	A	5º quintil (de maior valor da razão B/M)	P
4º quintil	B	4º quintil	Q
3º quintil	C	3º quintil	R
2º quintil	D	2º quintil	S
1º quintil (de menor valor de mercado)	E	1º quintil (de menor valor da razão B/M)	T

Fonte: Dados da Pesquisa

2.3.3 Metodologia para Estimação do Modelo de Fama-French

Com os resultados dos prêmios de risco SMB e HML podem-se estimar as 25 regressões de cada carteira do modelo de três fatores de Fama-French, conforme Fama-French (1993).

$$R_{c_{i,t}} - R_{f_t} = a_0 + \beta_c (R_{m_t} - R_{f_t}) + \beta_{SMBc} SMB_t + \beta_{SMB_C} HML_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (24)$$

Onde,

$R_{c_{i,t}}$ = retorno da carteira i no mês t,

R_{m_t} = retorno da careira de mercado (IBOVESPA) no(a) mês/semana t,

R_{f_t} = retorno do ativo livre de risco (CDI) no(a) mês/semana t,

SMB_t = prêmio pelo fator tamanho no(a) mês/semana t,

HML_t = prêmio pelo fator B/M no(a) mês/semana t,

$\varepsilon_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no(a) mês/semana t.

2.3.4 Estimação do Modelo de Fama-French Semanal

A estimação do modelo de Fama-French com retorno de ações semanais é análoga a estimação mensal, com mesmos filtros aplicados, mesma construção de prêmios de risco de mercado, tamanho e razão B/M, mesmo número de carteiras, 25, e mesma formação de carteiras, anual em julho de cada ano. A diferença está no computo do retorno das ações, e consequentemente da carteira, que é semanal, e não mais mensal. Além disso, foi necessária a aplicação de um filtro para eliminar as ações que não possuíssem cotações semanais no período analisado, ou seja, eliminaram-se as ações que não apresentassem cotações semanais consecutivas a um período de 1 ano depois da formação da carteira.

Para deflacionar o retorno das ações utilizou-se o índice IPCA, o qual foi transformado em índice de inflação semanal através da interpolação linear do índice de inflação do mês.

3 TRATAMENTO EMPÍRICO DOS DADOS PRIMÁRIOS

Os dados empíricos usados no presente trabalho são a taxa real de juros, r, mensal e semanal, o retorno real do índice IBOVESPA, os valores contábeis do patrimônio líquido das empresas listadas na BOVESPA, o preço das ações e quantidade existente de ações para compor o valor de mercado da empresa.

A taxa real de juros mensal foi estimada a partir da taxa de juros nominal do CDI – Certificado de Depósito Bancário, fornecido pela CETIP S.A. (Câmara de Custódia e Liquidação) através de um terminal da Economática para o período de 06/2004 até 06/2009 e deflacionada pelo IPCA do mesmo mês, Índice de Preços ao Consumidor Amplo utilizado a regra de Fischer[8].

O índice IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) foi transformado em um índice de inflação semanal através da interpolação linear do índice de preços do mês[9].

A taxa real de juros semanal foi estimada a partir da taxa de juros do CDI – Certificado de Depósito Bancário, fornecido pela CETIP S.A. (Câmara de Custódia e Liquidação) através de um terminal da Economática para o período da primeira semana de junho de 2004 até a 4º semana de junho de 2004 e deflacionada pelo IPCA semanal construído.

O Retorno mensal do IBOVESPA foi estimado a partir do índice BOVESPA fornecido através de um terminal da Economática para o período de 06/2004 até 06/2009 e deflacionado pelo IPCA do mesmo mês usando a regra de Fischer.

O Retorno semanal do IBOVESPA foi estimado a partir do índice BOVESPA calculado no último dia útil da semana de referência, fornecido através de um terminal da Economática para o período de da primeira semana de junho de 2004 até a 4º semana de junho de 2004 e deflacionada pelo IPCA semanal construído.

Os preços e quantidades de ações, valores de mercado e valores contábeis (Patrimônio Líquido) das ações listadas na BOVESPA foram extraídos de um portal da Economática.

---

[8] Segundo a regra de Fischer a taxa de juros real r é calculada através da taxa de juros nominal i e da taxa de inflação π através da fórmula: $(1+r)=\dfrac{(1+n)}{(1+\pi)}$.

[9] Na interpolação linear do índice de preços seja P o índice de preços do último dia do mês 1 e seja P' o índice de preços do último dia do mês 2. Considerando que há n semanas no mês 2, o índice de preços da primeira semana do mês 2 será P(1)= P + (P'- P)/n, o índice de preços da segunda semana do mês 2 será P(2) = P + 2(P' - P)/n, e assim, sucessivamente até a enésima semana do mês 2, onde o índice de preços será P(N) = P + n(P' – P)/n = P'. A interpolação linear garante que o acumulado da inflação semanal seja igual à inflação mensal.

4 RESULTADOS

4.1 Estimação dos Modelos de Retornos Mensais

Abaixo temos as estatísticas descritivas (média e desvio-padrão) das séries utilizadas para composição dos modelos, do período de jun/04 a jun/09. Percebemos que a taxa real de juros possui volatilidade maior que a da taxa nominal de juros, e que a volatilidade do índice de Sharpe é muito alta. Percebemos também que o retorno mais alto do IBOVESPA real sobre a taxa real de juros de mercado (CDI) é acompanhado por um risco maior (maior desvio-padrão) sobre a taxa de juros de mercado.

Tabela 1– Estatística Descritivas das séries históricas Mensais

	Retorno do IBOVESPA Real	Taxa de Juros	IPCA	Taxa Real de Juros	Índice de Sharpe
Média	1,35%	1,13%	0,43%	0,7%	2,82
Desvio-padrão	7,33%	0,23%	0,24%	0,31%	14,67

Fonte: Economática com Elaboração Própria,

4.1.1 Estimação das Variáveis de Estado (Mensal)

Foram estimadas as variáveis de estado a partir da equação (10)[10] e recuperado os valores de μ e Φ a partir das equações em (11).

Tabela 2–Estimativa das Regressões dos modelos O-U das variáveis r e η

	parâmetros do modelo AR(1)		Parâmetros do modelo O-U	
	a	b	μ	φ
r	0,0017**	-0,24***	0,0069	0,28
η	1,43	-0,91**	1,58	2,37

Fonte: Dados da Pesquisa

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

Na estimação da equação (12) tanto para a taxa de juros r quanto para o índice de Sharpe η os resíduos da regressão se mostraram não autocorrelacionados pelo teste de Ljung-Box[11] a 10%.

[10] Foi realizado teste de raiz unitária aumentado de Dickey-Fuller, com critério de seleção de defasagens do valor mínimo do critério de informação de Schwarz para os modelos com tendência e intercepto, com intercepto e sem termos determinísticos, tanto para a taxa real de juros quanto para o índice de Sharpe calculado. Em todos os testes rejeitamos a 1% a hipótese nula de raiz unitária das variáveis em questão. Para detalhes do teste de raiz unitária ver Enders (2004).

O estado estacionário μ, de r, (0,0069) mostrou-se próximo da média histórica de r, (0,7%), já o estado estacionário μ, de η, (1,58) não é próximo da média histórica de η, (1,81). A velocidade de reversão à média, φ, é positiva em r, 0,28, o que indica que o modelo é convergente, também temos que φ do modelo de η é positiva, 2,37, o que indica que os valores de η tendem a voltar para seu valor estacionário.

4.1.2 Estimação do CAPM (Mensal)

Primeiro estimamos o modelo CAPM de Sharpe (1964) tendo como base de dados as 25 carteiras do modelo de Fama & French (1993) e nesta estimação o retorno de mercado é considerado como o retorno do IBOVESPA. Percebe-se que o intercepto é significante a 10% apenas na carteira BS, segundo teste t[12], enquanto os betas da carteira, b, são significantes e positivos para 14 das 25 carteiras, e quando não apresentam significância são ao menos positivos. Todas as regressões são estatisticamente significantes a 1% segundo um teste F[13].

---

[11] Foi realizado o teste de Ljung-Box $Q = T(T+2)\sum_{k=1}^{s} r_k^2 /(T-K)$ que segue uma distribuição qui-quadrado com (s-número de parâmetros do modelo) graus de liberdade, T é o número de observações, K é a ordem da correlação e r_k é a covariância amostral de ordem k. A hipótese nula é que não existe autocorrelação até de ordem K e a regra de decisão é se $Q_{calculado}$ > qui-quadrado(s – número de parâmetros no modelo). Para maiores detalhes ver Enders (2004).

[12] Segundo Gujarati (2000) a estatística do teste t é igual a $t = \frac{\hat{\beta}-\beta}{ep(\hat{\beta})}$ sendo que t segue a distribuição t de student com (nº de observações – 2) graus de liberdade, $\hat{\beta}$ é o coeficiente estimado e β é o valor do coeficente segundo a hipótese nula, H_0: $\beta = 0$ e $ep(\hat{\beta})$ é o desvio-padrão do coeficiente estimado. O teste aqui considerado será sempre bi-caudal.

[13] Foi realizado o teste F, onde a estatística $F = \frac{SQE/(n^o \quad de \quad parametros - 1)}{SQR/(n - n^o \quad de \quad parametros)}$ e segue uma distribuição F(nº de parâmetros -1, n – nº de parâmetros), SQE é a somatória dos quadrado explicados da regressão e SQR é a somatória dos quadrados dos erros da regressão, n é o número de observações da regressão. A hipótese nula do teste é que a regressão não é significante e a regra de decisão é se $F_{calculado}$ > F(nº de parâmetros -1, n – nº de parâmetros) rejeita-se a hipóteses nula. Para maiores detalhes ver Greene (2003).

Tabela 3– Estimativa do CAPM (Mensal)

Ri-Rf=a+b(Rm-Rf)

	coeficiente a				
	P	Q	R	S	T
A	0,0014	0,0084	0,0074	0,0035	-0,0066
B	0,02	0,0046	0,007	0,21***	0,0039
C	0,0052	0,014	0,0087	-0,0052	-0,016
D	0,017	-0,012	-0,0043	0,0027	-0,017
E	0,017	0,022	0,0042	0,0085	0,02

	coeficiente b				
	P	Q	R	S	T
A	0,76***	0,60***	0,87***	0,85***	0,86
B	0,66***	1,08***	0,33**	0,65	0,64***
C	1,11***	0,63***	0,92***	0,87***	0,73***
D	0,93	1,11	0,9	1,06	0,84
E	0,64**	1,16	0,67	1,06	1,49

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - significante a 10% segundo teste t

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

4.1.3 Estimação do Modelo de Fama-French (Mensal)

Abaixo temos o resultado da estimação do modelo de três fatores de Fama-French, segundo as 25 carteiras de Fama & French (1993). Percebe-se que o intercepto não é significante (a 10%) para nenhuma das carteiras, à exceção da carteira BS e AP, enquanto o prêmio de risco do mercado é significante e positivo para 23 das 25 carteiras, conforme o CAPM.

O fator HML, High Minus Low, (Prêmio de risco do valor contábil sobre o valor de mercado da carteira) é significante para 10 das 25 carteiras, sendo que é positivo para 6 carteiras, resultado que deixa ambíguo o impacto (negativo ou positivo) do fator HML sobre o prêmio de risco das ações.

Já o fator SMB, Small Minus Big, (Prêmio de risco do tamanho da empresa) é significante para 13 das 25 carteiras e positivo para 12 delas, o que indica que o prêmio de risco do tamanho da empresa é positivo no Brasil, resultado contrário ao encontrado em Málaga (2003), mas de acordo com Fama & French (1993). Todas as regressões são estatisticamente significantes a 1% segundo um teste F.

Tabela 4– Estimativa do Modelo de Fama-French segunda as 25 carteiras (Mensal)

Rc-Rf=a+b(Rm-Rf)+cHML+dSMB

	coeficiente a				
	P	Q	R	S	T
A	2,28***	0,0031	0,0055	0,0055	0,00015
B	0,0093	0,0021	0,00758	0,20***	0,0078
C	-0,0016	0,013	0,0063	-0,0032	-0,0021
D	0,0065	-0,0088	-0,0008	0,0024	-0,012
E	0,00007	0,014	0,0049	0,0092	0,0184
	coeficiente b				
	P	Q	R	S	T
A	-0,94***	0,59***	0,87***	0,86***	0,88***
B	0,67	1,08***	0,31**	0,63	0,64***
C	1,11***	0,60***	0,90***	0,83***	0,69***
D	0,87***	1,08***	0,86***	1,05***	0,82***
E	0,53***	1,07***	0,64***	1,03***	1,47***
	coeficiente c				
	P	Q	R	S	T
A	-0,072***	0,20*	0,07	-0,083	-0,26***
B	0,38***	0,092	0,0058	0,13	-0,14*
C	0,24**	0,057	0,11	-0,035	-0,47***
D	0,45***	-0,085	-0,092	0,019	-0,14
E	0,74***	0,39**	0,0026	0,0058	0,067
	coeficiente d				
	P	Q	R	S	T
A	0,75	0,053	-0,041	-0,062	-0,089
B	-0,24***	-0,07	0,27	0,21	-0,00051
C	-0,13	0,32***	0,22**	0,42***	0,65***
D	0,46***	0,35**	0,43***	0,069	0,33***
E	0,90***	0,77***	0,33**	0,33*	0,2

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - significante a 10% segundo teste t

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

4.1.4 Estimação do ICAPM (Mensal)

No modelo ICAPM segundo as 25 carteiras de Fama & French (1993) o intercepto é não significante para todas as regressões de todas as carteiras. Já o prêmio de risco de mercado é significante para 22 das 25 carteiras, sendo sempre positivo.

As inovações na taxa real de juros são significantes em apenas 6 das 25 carteiras, sendo positiva em 4 das 5 carteiras significantes. O resultado sugere que para o mercado brasileiro, as inovações na taxa de juros de curto prazo possuem prêmio de risco positivo, ou seja, quando se espera que ocorrem inovações positivas na taxa de juros, então o prêmio de risco da carteira se torna maior, resultado similar ao encontrado em Brenan et al. (2004).

As inovações no índice de Sharpe são significantes e negativas em 11 das 25 carteiras, o que é um resultado similar ao encontrado em Brenan et al. (2004). Assim, para o mercado brasileiro tem-se que com uma inovação indicando maior prêmio de risco de mercado (numerador do índice de Sharpe) ou menor volatilidade de mercado (denominador do índice de Sharpe) gera menor prêmio de risco para as carteiras.

Todas as regressões são estatisticamente significantes a 1% segundo um teste F.

Tabela 5– Estimativa do modelo ICAPM para as 25 carteiras (Mensal)

Rc-Rf=a+b(Rm-Rf)+c(Δη)+d(Δr)

coeficiente a	P	Q	R	S	T
A	0,0017	0,0086	0,0074	0,0033	-0,0067
B	0,021	0,0048	0,0074	0,2	0,0039
C	0,0052	0,014	0,0088	-0,005	-0,016
D	0,017	-0,012	-0,0041	0,0036	-0,016
E	0,018	0,022	0,0044	0,0082	0,02

coeficiente b	P	Q	R	S	T
A	0,79***	0,63***	0,88***	0,82***	0,87***
B	0,76	1,10***	0,201	0,021	0,64***
C	1,12***	0,59***	0,89***	0,84***	0,65***
D	0,88***	1,06***	0,87***	1,085***	0,81***
E	0,56**	1,06***	0,66***	0,95***	1,46***

coeficiente c	P	Q	R	S	T
A	0,00038	0,00031	0,00026	-0,00078	0,00023
B	0,0017	0,00017	-0,0036***	-0,0077**	0,0003
C	0,00019	-0,0017**	-0,0014**	-0,0013**	-0,0022**
D	-0,0012	-0,0015*	-0,0014	-0,00062	-0,0013*
E	-0,0028**	-0,0029*	-0,0005	-0,0030***	-0,00092

coeficiente d	P	Q	R	S	T
A	10,9	10,9	-3,81	-2,91	-6,35
B	25,26	8,27	3,22	-302,47***	-6,59
C	0,89	21,82***	22,42**	25,65**	9.00
D	2,28	4,91	23,94*	52,34**	11,09
E	32,2	18,21	12,95	14,89	4,71

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - significante a 10% segundo teste t

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

4.1.5 Comparação do grau de ajuste dos modelos (Mensal)

Para comparar o grau de ajuste dos modelos ICAPM e Fama-French, comparamos os R^2ajustados das mesmas carteiras associados às suas duas regressões: de Fama-French e ICAPM. Não comparamos com o CAPM, pois como visto em Málaga (2003), o modelo de Fama-French é superior em ajuste aos dados ao CAPM, assim basta comparar a magnitude de ajuste aos dados da amostra do ICAPM com o modelo de Fama-French.

Temos que 18 das 25 carteiras possuem maiores valores de R^2ajustado associados às regressões do modelo de três fatores de Fama-French. Assim o modelo de Fama-French possui melhor ajuste aos dados da amostra, considerando retornos mensais.

Tabela 6– Comparação do grau de ajuste dos modelos Fama-French e ICAPM (Mensal)

R^2ajustado das regressões das regressões de Fama-French

	P	Q	R	S	T
A	0,384*	0,272*	0,596*	0,555	0,674*
B	0,302*	0,602*	0,104	-0,040	0,430*
C	0,602*	0,340	0,545	0,503*	0,422*
D	0,459*	0,456*	0,502*	0,192	0,478*
E	0,491*	0,424*	0,295*	0,296	0,486*

R^2ajustado das regressões das regressões do ICAPM

	P	Q	R	S	T
A	0,206	0,236	0,590	0,562*	0,589
B	0,228	0,595	0,372*	0,289*	0,404
C	0,545	0,360*	0,578*	0,448	0,170
D	0,293	0,422	0,432	0,252*	0,412
E	0,162	0,312	0,229	0,351*	0,482

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - Indica qual R^2ajustado é maior na comparação da mesma carteira nos dois modelos diferentes

4.2 Estimação dos Modelos de Retornos Semanais

Abaixo temos as estatísticas descritivas (média e desvio-padrão) das séries semanais utilizadas, do período da penúltima semana de julho de 2004 até a última semana de junho de 2009. Novamente, o retorno real maior do IBOVESPA, sobre a taxa real de juros, é acompanhado por maior risco do IBOVESPA sobre a taxa de juros de mercado (CDI).

Tabela 7- Estatísticas Descritivas das Séries Históricas Semanais

	Retorno do IBOVESPA Real	Taxa de Juros	IPCA	Taxa Real de Juros	Índice de Sharpe
Média	0,18%	0,26%	0,097%	0,16%	1,6
Desvio-pad	4,12%	0,04%	0,05%	0,07%	27,14

Fonte: Economática com Elaboração Própria,

4.2.1 Estimação das Variáveis de Estado (Semanal)

A seguir fazemos as mesmas estimativas dos modelos acima, mas com retornos semanais ao invés de retornos mensais.

Na estimação da equação (12) os resíduos da regressão de Ornentein-Uhlenbeck para o índice de Sharpe se mostraram não autocorrelacionados pelo teste de Ljung-Box a 10%, mas os resíduos do modelo da taxa de juros mostraram-se autocorrelacionados, sugerindo que mais defasagens seriam mais adequadas ao modelo de taxa de juros de curto prazo semanal.

Tabela 8– Estimativa das regressões dos modelos O-U das variáveis r e η (Semanal)

	parâmetros do modelo AR(1)		Parâmetros do modelo O-U	
	a	b	μ	φ
r	0,00021	-0,13	0,0016	0,14
η	1,64	-0,97	1,71	3,38

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - Significantes a 1% segundo um teste t

O estado estacionário μ, da variável r (0,0016), mostrou-se próximo ao valor da média histórica de r (0,16%), o estado estacionário μ, da variável η (1,70), mostrou-se mais distante da média histórica de η (1,25). A velocidade de reversão à média, φ, é positiva em r (0,0014), o que indica que o modelo é convergente, para o índice de Sharpe,η ,é positiva (3,39) , o que indica que os valores de η tendem a voltar para seu valor estacionário.

4.2.2 Estimação do CAPM (Semanal)

Considerando retornos semanais as 25 regressões do modelo CAPM são todas significantes a 1% segundo um teste F. O beta da regressão é significante a 1%, segundo teste t, em todas as regressões, e o intercepto é significante, a pelo menos 10%, em apenas 5 das 25 regressões.

Tabela 9– Estimativa do Modelo CAPM segundo as 25 carteiras (Semanal)

Rc-Rf=a+b(Rm-Rf)

coeficiente a					
	P	Q	R	S	T
A	0,00036	0,0036*	0,0028*	0,00059	-0,0019
B	0,0016	0,0014	0,00011	0,0016	0,0019
C	0,0028	0,0050**	0,002	-0,00049	-0,0033
D	0,002	0,0016	0,0016	0,003	-0,0028
E	0,066***	-0,0034	0,0062*	0,00089	0,0015

coeficiente b					
	P	Q	R	S	T
A	0,85***	0,92***	0,89***	0,93***	0,84***
B	0,68***	0,87***	0,83***	0,91***	0,59***
C	0,77***	0,49***	0,71***	0,66***	0,67***
D	0,42***	0,65***	0,54***	0,58***	0,57***
E	0,42**	0,61***	0,56***	0,70***	0,68***

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - significante a 10% segundo teste t

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

4.2.3 Estimação do Fama-French (Semanal)

Na estimação do modelo de três fatores de Fama-French, com retornos semanais, temos todas as regressões são significantes a 1% segundo teste F. Além disso, em nenhuma regressão o intercepto é significante, enquanto o beta (parâmetro do prêmio de risco de mercado) é significante a 1% em todas as regressões. O fator HML é significante, a 10%, em 12 das 25 regressões, sendo que em 9 das 12 regressões apresenta valores positivos, indicando que o fator B/M da empresa afeta positivamente o prêmio de risco das ações, empresas com maior patrimônio líquido sobre valor de mercado apresentam maior prêmio de risco. O fator SMB é significante, a 10%, em 13 das 25 regressões, sendo que em 9 dessas 13 regressões, o valor do parâmetro é positivo, indicando que o tamanho da empresa conta negativamente para o prêmio de risco das ações.

Tabela 10 – Estimativa do Modelo de Fama-French para as 25 Carteiras (Semanal)

Rc-Rf=a+b(Rm-Rf)+cHML+dSMB

coeficiente a

	P	Q	R	S	T
A	-0,0022	0,0032	0,0025	0,0015	-0,0015
B	0,0013	0,0018	-0,00018	0,0033	0,0022
C	0,0026	0,0034	0,0037	0,00046	0,00079
D	-0,0017	0,003	0,0015	0,0051	-0,0031
E	0,0049	-0,0035	0,0034	0,00025	0,005

coeficiente b

	P	Q	R	S	T
A	0,89***	0,93***	0,87***	0,90***	0,82***
B	0,70***	0,88***	0,83***	0,92***	0,58***
C	0,79***	0,55***	0,76***	0,70***	0,67***
D	0,48***	0,67***	0,56***	0,61***	0,58***
E	0,41***	0,67***	0,57***	0,71***	0,72***

coeficiente c

	P	Q	R	S	T
A	0,13***	0,026	-0,029	-0,095***	-0,067***
B	0,044	0,024	0,028	0,0093	-0,012
C	0,050*	0,16***	0,099***	0,097***	-0,055***
D	0,20***	0,044*	0,046	0,037	0,034
E	0,83***	0,16***	0,064	0,029	0,033

coeficiente d

	P	Q	R	S	T
A	0,16***	0,036	-0,051	-0,14***	-0,10014***
B	0,064	0,045	0,04	0,039	-0,015
C	0,076*	0,23***	0,18***	0,17***	-0,024***
D	0,26***	0,091**	0,069	0,090*	0,048
E	0,37***	0,24***	0,059	0,036	0,104

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - significante a 10% segundo teste t

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

4.2.4 Estimação do ICAPM (Semanal)

Na estimação do Modelo ICAPM, com retornos semanais, temos que, novamente, todas as regressões são significantes a 1% de acordo com o teste F. O intercepto é significante em 3 regressões e o prêmio de risco de mercado, mensurado pelo parâmetro beta da carteira, é significante a 1% em 21 das regressões. Já as inovações no índice de Sharpe segundo o modelo de Ornenstein-Uhlenbeck é significante a 10% em 7 das 25 regressões, sendo negativo em 3 das 7 regressões o efeito dela sobre o prêmio de risco da carteira. As inovações na taxa real de juros de curto prazo se mostraram significantes em 5 das 25 regressões, sendo positiva em 4 das 5 regressões, indicando que inovações na taxa real de juros aumentam o prêmio de risco das carteiras.

Tabela 11– Estimativa do modelo ICAPM para as 25 carteiras (Semanal)

Rc-Rf=a+b(Rm-Rf)+c(Δη)+d(Δr)

	coeficiente a				
	P	Q	R	S	T
A	0,0011	0,0039*	0,0035	-0,00013	-0,0019
B	0,0021	0,0014	0,00043	0,0013	0,0016
C	0,003	0,0055	0,0016	-0,00069	-0,0036
D	0,0036	0,0019	0,0014	0,0029	-0,0027
E	0,066***	-0,0036	0,0067	0,20***	0,002

	coeficiente b				
	P	Q	R	S	T
A	0,60***	0,82***	0,63***	1,18***	0,83***
B	0,55***	0,84***	0,70***	0,99***	0,73***
C	0,70***	0,34***	0,89***	0,75***	0,78***
D	-0,17	0,56***	0,66***	0,60***	0,53***
E	-0,25	0,73***	0,37**	0,89	0,55

	coeficiente c				
	P	Q	R	S	T
A	-0,00048**	-0,00019	-0,00048***	0,00046***	-0,00002
B	-0,00025	-0,000062	-0,00023	0,00017	0,00027*
C	-0,00013	-0,00028	0,00034**	0,00018	0,00021
D	-0,0011***	-0,00016	0,00023	0,000032	-0,000083
E	-0,0012**	0,00023	-0,00035	0,00057	-0,00026

	coeficiente d				
	P	Q	R	S	T
A	6,54	10,65	-5,06	-21,00	-26,42
B	38,50*	-0,13	-3,18	-23,17	9,21
C	4,47	47,07*	37,22*	17,53	5,14
D	-1,84	42,93**	14,41	-0,86	8,26
E	-680,42***	29,79	8,68	-378,69	38,75

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - significante a 10% segundo teste t

(**) -significante a 5% segundo teste t

(***) - significante a 1% segundo teste t

4.2.5 Comparação do grau de ajuste dos modelos (Semanal)

Para comparar o grau de ajuste dos modelos ICAPM e Fama-French, comparamos os R^2ajustados das mesmas carteiras associados às suas duas regressões: de Fama-French e ICAPM.

Temos que 20 das 25 carteiras possuem maiores valores de R^2ajustado associados às regressões do modelo de três fatores de Fama-French. Assim o modelo de Fama-French possui melhor ajuste aos dados da amostra, considerando retornos semanais.

Tabela 12– Comparação do grau de ajuste dos modelos Fama-French e ICAPM (Semanal)

R^2ajustado das regressões das regressões de Fama-French

	P	Q	R	S	T
A	0,387*	0,579	0,667	0,722*	0,653*
B	0,408	0,541*	0,473	0,501*	0,389
C	0,449*	0,279*	0,487*	0,349*	0,163*
D	0,212*	0,419*	,28*	0,273*	0,301*
E	0,848*	0,325*	0,146*	0,047*	0,249*

R^2ajustado das regressões das regressões do ICAPM

	P	Q	R	S	T
A	0,369	0,58*	0,683*	0,715	0,642
B	0,413*	0,538	0,475*	0,498	0,397*
C	0,444	0,214	0,454	0,319	0,152
D	0,196	0,414	0,279	0,257	0,297
E	0,262	0,266	0,141	0,001	0,236

Fonte: Dados da Pesquisa

(*) - Indica qual R^2ajustado é maior na comparação da mesma carteira nos dois modelos diferentes

CONCLUSÃO

Este trabalho procurou adaptar ao mercado brasileiro de ações o ICAPM a partir das variáveis de estado descritas em Nielsen & Vassalou (2006), índice de Sharpe e taxa real de juros. Para tanto as inovações destas variáveis de estado foram supostas formadas a partir de processos independentes de Ornstein-Uhlenbeck.

Os processos de Ornstein-Uhlenbeck foram para ambas as variáveis (mensalmente quanto semanalmente) convergentes, indicando que tanto a taxa real de juros quanto o índice de Sharpe são séries de tempo que convergem para suas médias.

Apesar da convergência dos processos e do trabalho de Nielsen & Vassalou (2006) a maior parte das inovações do índice de Sharpe e da taxa de juros não se mostraram significantes em relação ao prêmio de risco das 25 carteiras de Fama-French, tanto mensalmente quanto semanalmente.

As inovações do índice de Sharpe que são significantes no modelo ICAPM levam a crer que maiores inovações levam a menores prêmios de risco das 25 carteiras.

O modelo ICAPM não se mostrou superior ao modelo de três fatores de Fama-French no apreçamento de ativos financeiros, pois ao compararmos o R^2ajustado temos que o modelo de Fama-French possui maior ajuste aos dados do que o modelo ICAPM, tanto para retornos mensais, quanto semanais.

REFERÊNCIAS

BLACK, F; JENSEN, M.C.; SCHOLES, M. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. In Jensen, M.C., 1972.

BRENAN, M. J; WANG, A.W.; XIA, Y. Estimation and Test of a Simple Model of Intertemporal Capital Asset Pricing. The Journal of Finance, vol. LIX, nº 4, 2004.

CAMPBELL, J. Y; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, 1997.

CATALÃO, A. B.; YOSHINO, J. A. Fator de Desconto Estocástico no Mercado Acionário Brasileiro. Estudos Econômicos, vol. 36, nº 3, julho-setembro, 2006.

COCHRANE, J. H. Asset Pricing. Princeton University Press, edição revista, 2005.

DIXIT, A. K; PINDYCK, R. S. Investment under Uncertainty, Princeton University Press, 1994.

DOMINGUES, G. B. Estimação de um Modelo Intertemporal de Preços de Ativos e Consumo (CCAPM) para o Brasil – 1986/98. Texto para discussão, IPEA, 2000.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZLMANN, W. N. Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, 7th edition John Wiley & Sons, 2007.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Wiley Series in Probability and Statistics, 2^{sd} edition, 2004.

ENGLE, R. F.; LILIEN, D.; ROBINS, R.. Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. Econometrica, 55, Março de1987.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common Risk Factors in the Returns on stocks and bonds. Journal of Finance, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns. Journal of Finance, 1992.

GREENE, W. H. Econometrics Analysis. Prentice Hall, 5^{th} edition, 2003.

GUJARATI, D. N. Econometria Básica. Macron Books, 2000.

KHMILEVSKA, N. Intertemporal Capital Asset Pricing Model and Macroeconomics Announcements. Job Market Paper. Fall, 2006.

LAURETTI, C. M.; KAYO, E K.; MARÇAL, E.F. A sobrerreação do Mercado à Informação Intangível. Revista Brasileira de Finanças, Vol. 7, nº 1, 2009.

MÁLAGA, F. K. Aplicação do Modelo de Três Fatores de Fama e French no Mercado Acionário Brasileiro – Um Estudo Empírico do Período 1995-2003. Dissertação de mestrado de Administração da FEA-USP, 2003.

MERTON, R. C. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. Econometrica, Vol. 41, nº 5, 1973.

MERTON, R. C. Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-time Model. Journal of Economic Theory, 3 ,1971.

NIELSEN, L. T.; VASSALOU, M. The Instantaneous capital market line. Economic Theory, volume 28, nº 3, Agosto, 2006.

RACHEV, T. S.; MITTNIK, S; FABOZZI, J. F.; FOCARDI, S. M.; JASIC, T. Financial Econometrics – From Basics to Advanced Modeling Techniques. The Frank J. Fabozzi Series, John Wiley & Sons, 2007.

SAMUELSON, P. A. General Proof that Diversification Pays. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2, 1967.

SAMUELSON, P. A. The Fundamental Approximation Theorem of Portfolio Analysis in Terms of Means, Variance and Higher Moments. Review of Economic Studies, 37, 1970.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditios of Risk. Journal of Finance, September, 1964.

SHARPE, W. F. Mutual Fund Performance, Journal of Business, nº 39, 1966.

APÊNDICES

APÊNDICE A

A.1 Modelos de Volatilidade Usados para a Construção do Índice de Sharpe

A seguir definimos os dois modelos de volatilidade usados no trabalho. Para o índice de Sharpe Mensal utilizamos o modelo GARCH(1,1) e para o índice de Sharpe Semanal utilizamos o modelo ARCH-M(1).

A.1.1 Modelo GARCH

De acordo com Enders (2004) o modelo GARCH - *Generalized Auto Regressive Condicional Heterokedastic* é uma extensão do modelo de volatilidade ARCH, que permite que a variância condicional seja um processo ARMA (*Autoregressive Moving Average*). Onde o erro $\varepsilon_t = v_t(h_t)^{0.5}$ e $\sigma^2_v = 1$.

Abaixo a equação do modelo de variância, que permite os componentes de autorregressividade e média móvel:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \qquad \text{(A.1)}$$

Como $\{V_t\}$ é um ruído-branco, a média condicional e incondicional de ε_t são iguais a zero. Assim temos que o valor esperado de ε_t é dado abaixo:

$$E\left[\varepsilon_t\right] = E\left[v_t\left(h_t\right)^{1/2}\right] = 0 \qquad \text{(A.2)}$$

A.1.2 Modelo ARCH-M

De acordo com Enders (2004) o modelo ARCH-M (*Auto Regressive Condicional Heterokedastic in Mean*) entende o modelo ARCH básico de forma a permitir que a média de uma série de tempo dependa de sua própria variância. Essa classe de modelos é particularmente usada em mercados financeiros. A idéia básica é que agentes avessos a risco irão requerer compensação por deter um ativo arriscado. Dado que o risco de um ativo pode ser mensurado pela variância do retorno, o prêmio de risco será uma função crescente da variância condicional dos retornos.

Engle, Lilien, and Robins (1987) assumem que o prêmio de risco é uma função crescente da variância condicional de et, em outras palavras, quanto maior a variância condicional dos retornos, maior a compensação necessária para induzir o agente econômico a segurar o ativo. Matematicamente, se h_t é a variância condicional de et, o prêmio de risco pode ser expresso como:

$$\mu_t = \beta + \delta h_t,\ \delta > 0 \tag{A.3}$$

Onde h_t é o processo ARCH(q):

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \tag{A.4}$$

A.2 Estimação da Volatilidade de Mercado

O modelo considerado adequado foi o de melhor poder de previsão (tanto segundo a raiz do erro quadrático médio, quanto segundo o erro absoluto médio[14]), já que nenhum modelo (dentre os estimados segundo a tabela 1A e 2A, tanto mensal quanto semanal) produziu resíduos normais e em todos os modelos rejeitou-se a hipótese nula de autocorrelação dos resíduos (ou seja, os ruídos dos modelos de volatilidade são brancos), segundo um teste de Ljung-Box e rejeitou-se que o quadrado dos resíduos dos modelos de volatilidade fossem autocorrelacionados[15].

Para os retornos reais mensais do IBOVESPA o modelo mais adequado, pelo critério de menor erro de previsão é o GARCH(1,1), sendo que a amostra para modelagem foi de julho de 2004 a junho de 2008, enquanto a previsão estática considerou o período de julho de 2008 a junho de 2009.

Tabela 1A – Erros de previsão dos modelos de Volatilidade do Retorno Real do IBOVESPA (Mensal)

[14] Suponha que a amostra de previsão é j = T+1, T+2, ..., T+h, e seja o valor verdadeiro e previsto no período t y_t e $\hat{y}_t$, respectivamente. As estatísticas de erro de previsão são:

Raiz do Erro Quadrático Médio = $\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \left(\hat{y}_t - y_t\right)^2 / h}$

Erro Absoluto Médio = $\sum_{t=T+1}^{T+h} \left|\hat{y}_t - y_t\right| / h$.

[15] A estatística de Ljung-Box Q é usada para testar a significância das autocorrelações dos erros quadrados: $Q = T(T+2)\sum_{k=1}^{n} \rho_i /(T-i)$, onde ρ é a autocorrelação amostral sendo que a estatística tem assintoticamente distribuição qui-quadrado com n graus de liberdade. Rejeitar a hipótese nula é equivalente a rejeitar a hipótese nula de ausência de estrutura de volatilidade, variância não estacionária, na série em questão. Para maiores informações ver Enders (2004).

	Raiz do Erro Quadrático Médio	Erro Absoluto Médio
ARCH(1)	0,106136	0,084633
ARCH (2)	0,106136	0,084633
ARCH(3)	0,106136	0,084633
GARCH(1,1)	**0,089552**	**0,071304**
EGARCH(1,1)	0,106136	0,084633
ARCH-M(1)	0,111781	0,08841

Fonte: Dados da Pesquisa

Para os retornos reais semanais do IBOVESPA o modelo mais adequado, pelo critério de menor erro de previsão é o ARCH-M(1), sendo que a amostra para modelagem foi de da 1ª semana de julho de 2004 a última semana de junho de 2008, enquanto a previsão estática considerou o período da 1ª semana de março de 2009 a última semana de junho de 2009.

Tabela 2A – Erros de previsão dos modelos de Volatilidade do Retorno Real do IBOVESPA (Semanal)

	Raiz do Erro Quadrático Médio	Erro Absoluto Médio
ARCH(1)	0,038668	0,029283
ARCH (2)	0,038668	0,029283
ARCH(3)	0,038668	0,029283
GARCH(1,1)	0,039176	0,030425
EGARCH(1,1)	0,038668	0,029283
ARCH-M(1)	**0,037101**	**0,027272**

Fonte: Dados da Pesquisa

APÊNDICE B

No Apêndice B apresentamos algumas estatísticas do modelo de Fama-French Mensal e Semanal.

Tabela 1B – Retornos reais mensais das 25 carteiras utilizadas nos modelos CAPM, Fama-French e ICAPM e retornos reais mensais do IBOVESPA

	jul/04	ago/04	set/04	out/04	nov/04	dez/04	jan/05	fev/05	mar/05	abr/05	mai/05	jun/05
AP	0,39	-0,08	0,13	-0,02	-0,02	-0,13	-0,13	0,11	-0,07	-0,11	0,14	-0,08
AQ	0,21	-0,02	0,14	0,06	-0,03	0,09	-0,12	0,14	-0,07	0,12	0,03	0,03
AR	0,07	0,00	-0,03	-0,03	0,20	0,01	-0,09	0,02	0,00	-0,13	0,07	0,13
AS	0,06	-0,01	-0,01	0,01	0,04	0,08	-0,05	0,09	-0,08	0,00	-0,04	0,05
AT	-0,15	-0,05	-0,10	-0,04	0,12	0,00	-0,10	0,10	-0,10	-0,12	0,01	0,14
BP	0,07	0,35	0,19	-0,20	0,30	-0,14	0,07	0,25	-0,16	0,03	0,16	0,02
BQ	0,08	0,07	-0,03	-0,06	0,18	0,02	-0,14	0,21	-0,01	-0,19	0,07	-0,12
BR	0,10	0,00	0,08	-0,09	0,03	0,00	-0,10	0,00	-0,07	-0,01	-0,05	0,16
BS	-0,03	0,05	0,03	0,09	0,02	0,06	-0,05	0,08	0,09	0,03	0,02	-0,08
BT	-0,04	0,01	0,05	-0,09	0,04	-0,04	-0,01	0,13	-0,10	0,07	-0,03	0,02
CP	0,10	-0,05	-0,02	-0,01	0,14	0,03	-0,01	0,30	-0,11	0,12	0,11	0,04
CQ	0,05	0,06	0,07	-0,01	-0,04	0,13	-0,09	-0,03	-0,11	-0,06	0,02	0,01
CR	0,24	0,13	-0,03	-0,05	0,11	-0,02	-0,08	0,13	-0,04	0,00	-0,01	0,00
CS	0,09	0,17	0,10	-0,05	0,06	0,01	-0,02	0,00	-0,01	0,04	-0,10	-0,01
CT	-0,02	0,01	0,04	-0,02	0,00	-0,02	-0,09	0,07	0,07	0,07	-0,02	-0,02
DP	0,07	-0,01	0,17	-0,03	0,07	-0,08	-0,04	0,12	-0,07	-0,06	0,10	-0,07
DQ	0,12	-0,03	0,00	-0,27	-0,03	-0,02	-0,26	0,00	-0,03	-0,07	-0,07	0,02
DR	0,05	0,05	0,10	0,00	-0,03	0,11	-0,13	0,04	-0,08	-0,11	0,04	-0,01
DS	0,02	0,91	-0,14	-0,15	0,02	0,21	-0,15	0,05	-0,05	-0,10	0,04	-0,13
DT	0,02	0,04	0,07	-0,05	0,07	-0,06	-0,07	0,02	0,00	-0,01	-0,24	-0,01
EP	0,15	0,12	0,10	0,11	-0,01	0,02	-0,04	0,01	0,00	0,00	-0,09	0,07
EQ	0,15	0,62	-0,08	-0,09	0,03	0,17	-0,04	0,05	0,07	-0,03	0,02	-0,04
ER	-0,04	-0,02	0,01	-0,01	-0,04	-0,03	-0,22	0,06	0,09	-0,04	0,16	-0,04
ES	0,19	0,13	0,28	0,14	-0,08	0,05	-0,09	0,20	-0,05	-0,07	-0,05	0,00
ET	0,12	0,12	0,03	0,08	0,14	0,24	0,04	0,36	-0,10	0,02	0,10	-0,04
IBOVESPA	0,05	0,01	0,02	-0,01	0,08	0,03	-0,08	0,15	-0,06	-0,07	0,01	-0,01

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 2 B – Retornos reais semanais das 25 carteiras utilizadas nos modelos CAPM, Fama-French e ICAPM e retornos reais semanais do IBOVESPA

	2/7/2004	9/7/2004	16/7/2004	23/7/2004	30/7/2004	6/8/2004	13/8/2004	20/8/2004	27/8/2004
AP	0,03	-0,03	0,21	0,00	0,14	-0,07	-0,02	0,09	-0,08
AQ	0,06	-0,06	0,18	-0,04	0,10	-0,02	-0,02	0,09	-0,02
AR	0,14	-0,07	0,04	-0,03	0,00	-0,03	-0,04	0,05	-0,02
AS	0,10	-0,04	0,05	-0,05	0,04	-0,02	-0,01	0,06	0,00
AT	0,00	-0,08	0,06	-0,05	-0,06	-0,02	-0,05	0,09	-0,07
BP	0,09	-0,03	0,07	-0,04	-0,01	-0,04	-0,06	0,15	-0,07
BQ	0,09	-0,03	0,12	-0,13	0,10	-0,09	-0,04	0,13	-0,01
BR	0,09	-0,06	0,09	-0,10	0,03	-0,08	-0,03	0,12	-0,01
BS	0,01	-0,05	0,05	-0,02	0,01	-0,05	0,00	0,08	0,00
BT	0,05	0,01	0,01	-0,01	0,03	-0,01	-0,01	0,06	0,07
CP	0,02	-0,03	0,08	-0,03	0,05	-0,06	-0,02	0,06	0,01
CQ	0,07	0,01	0,01	0,02	0,01	0,04	-0,02	0,04	-0,01
CR	0,00	0,05	0,07	0,03	0,02	-0,03	-0,03	0,12	0,01
CS	0,00	0,00	0,01	-0,02	0,00	0,04	-0,04	-0,05	0,07
CT	-0,03	-0,01	0,06	-0,02	-0,04	-0,04	-0,06	0,11	0,00
DP	0,00	-0,02	0,13	-0,02	0,00	-0,04	-0,06	0,09	0,00
DQ	0,05	-0,03	0,09	0,00	0,06	0,05	0,05	0,14	0,00
DR	0,04	0,03	0,01	-0,07	0,02	0,02	0,02	0,04	0,01
DS	0,03	0,16	-0,03	0,02	0,18	-0,05	-0,03	-0,02	0,00
DT	-0,03	-0,02	0,02	-0,02	0,03	-0,05	0,04	0,07	0,00
EP	0,00	0,01	0,08	0,04	0,01	0,02	0,03	0,03	0,06
EQ	-0,05	-0,01	0,26	-0,05	-0,03	-0,08	-0,07	0,11	0,05
ER	-0,01	0,01	0,02	-0,01	-0,05	-0,04	-0,01	0,01	0,00
ES	1,09	0,91	1,08	1,09	1,10	0,99	1,09	1,07	1,03
ET	0,07	0,04	0,00	0,00	0,12	-0,09	-0,03	0,06	0,07
IBOVESPA Real	0,04	-0,03	0,07	-0,04	0,03	-0,03	-0,01	0,08	-0,03

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 3B – Número de ações em cada uma das 25 carteiras consideradas para compor os modelos mensais CAPM, Fama-French e ICAPM

	jul/04 a jun/05	jul/05 a jun/06	jul/06 a jun/07	jul/07 a jun/08	jul/08 a jun/09
AP	2	2	2	2	5
AQ	2	4	2	5	9
AR	8	9	10	13	10
AS	10	10	15	14	7
AT	11	6	5	7	15
BP	4	5	3	8	10
BQ	3	4	10	10	8
BR	11	5	6	7	8
BS	9	8	1	4	8
BT	6	8	14	12	11
CP	3	2	2	4	6
CQ	7	3	6	10	7
CR	7	9	10	5	7
CS	7	6	8	12	16
CT	9	10	8	10	9
DP	9	5	6	4	9
DQ	14	11	11	9	7
DR	4	4	5	10	11
DS	3	5	7	9	12
DT	3	5	4	8	6
EP	15	17	21	23	16
EQ	7	8	5	7	14
ER	3	3	3	6	9
ES	4	1	2	1	2
ET	3	1	2	3	4

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 4B – Número de ações em cada uma das 25 carteiras consideradas para compor os modelos semanais CAPM, Fama-French e ICAPM

	jul/04 a jun/05	jul/05 a jun/06	jul/06 a jun/07	jul/07 a jun/08	jul/08 a jun/09
AP	2	2	2	2	7
AQ	1	3	2	5	6
AR	4	8	10	10	10
AS	10	9	13	15	6
AT	11	5	3	5	13
BP	1	2	5	8	10
BQ	6	4	6	11	8
BR	7	4	7	6	7
BS	9	8	1	3	7
BT	5	8	10	9	10
CP	4	5	1	3	6
CQ	1	4	6	8	6
CR	10	8	7	6	6
CS	5	2	5	9	18
CT	7	7	10	11	6
DP	8	5	5	6	6
DQ	12	7	6	7	8
DR	3	4	5	8	12
DS	1	6	8	9	9
DT	3	4	5	7	7
EP	13	13	17	18	13
EQ	8	8	8	6	14
ER	3	2	1	7	7
ES	2	1	2	1	2
ET	1	2	1	4	5

Fonte: dados da pesquisa