



PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL

FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

DENILSON ALENCASTRO

ANÁLISE EMPÍRICA DO CAPM BÁSICO PARA O BRASIL APÓS A IMPLANTAÇÃO
DO PLANO REAL

Porto Alegre

2009

DENILSON ALENCASTRO

ANÁLISE EMPÍRICA DO CAPM BÁSICO PARA O BRASIL APÓS A IMPLANTAÇÃO
DO PLANO REAL

Dissertação apresentada como requisito obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-graduação da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Dr. Adelar Fochezatto

Porto Alegre

2009

**Dados Internacionais de
Catalogação na Publicação (CIP)**

A368a Alencastro, Denilson

Análise empírica do CAPM básico para o Brasil após a implantação do plano real / Denilson Alencastro. – Porto Alegre, 2009.

104 f.

Diss. (Mestrado) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, PUCRS.

Orientador: Dr. Adelar Fochezatto.

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM). 2. Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). 3. Conjuntura - Análise. 4. Política Econômica - Brasil. I. Fochezatto, Adelar. II. Título.

Bibliotecário Responsável

Ginamara Lima Jacques Pinto
CRB 10/1204

DENILSON ALENCASTRO

ANÁLISE EMPÍRICA DO CAPM BÁSICO PARA O BRASIL APÓS A IMPLANTAÇÃO
DO PLANO REAL

Dissertação apresentada como requisito obtenção
do grau de Mestre pelo Programa de Pós-
graduação da Faculdade de Administração,
Contabilidade e Economia da Pontifícia
Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovada em 21 de agosto de 2009.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Adalmir Marquetti – PUCRS

Prof. Dr. Jaques Alberto Bensussan – FEE

Prof. Dr. Leandro Antonio de Lemos – PUCRS

Prof. Dr. Adelar Fochezatto (Orientador) – PUCRS

AGRADECIMENTOS

Agradeço muito, em primeiro lugar, a minha mulher, Karina, que sempre está ao meu lado, seja nos bons ou nos maus momentos. Nesse ano, ela me deu o presente mais importante da minha vida, minha filha Rafaela. Muito obrigado! Amor da minha vida, pela paciência nessa trajetória.

Obrigado, do mesmo modo, a minha família, sobretudo, aos meus pais e a tia Neneca, que proporcionaram que eu estudasse. Além disso, me deram apoio e afeto nos momentos complicados.

Agradeço aos meus amigos, por acreditarem em mim, em especial, ao Diego Altieri e ao Rafael Oliveira na formatação do trabalho.

Fico grato também aos professores do PPGE pelos ensinamentos durante o curso, especialmente, ao meu orientador, Prof. Dr. Adelar Fochezatto, que esteve junto nesta empreitada e ao Prof. Dr. Adalmir Marquetti por me sugerir a escolha do tema e contribuir na parte econométrica.

Agradeço também, pela paciência nestes últimos meses, ao diretor da Geral Asset Management, Alessandro Barreto, que além de ser meu chefe é também um amigo. Ademais, obrigado aos colegas de trabalho da empresa.

Obrigado, aos colegas do mestrado em geral, mas especialmente, aos colegas Daniel Koshiyama, Carlos Conte e Maria Fernanda Cavaliéri de Lima Santin pela ajuda na reta final desta caminhada. Durante o curso, também foram fundamentais os colegas Marcelo Pedott, Mateus Lisboa e Blanca Gamarra.

Por fim, agradeço a todos que de alguma forma contribuíram para que eu encerrasse mais essa etapa da minha vida.

“Tudo vale a pena quando a alma não é pequena”.

Fernando Pessoa

RESUMO

A presente pesquisa apresenta uma análise empírica do modelo de precificação de ativos, o Capital Asset Pricing Model (CAPM), de modo a avaliar o retorno e o risco não diversificável dos ativos financeiros para o Brasil entre 30 de junho de 1994 e 30 de junho de 2009. A análise é feita em três sub-períodos de cinco anos. De início é feita uma revisão teórica do modelo básico e a metodologia econométrica de teste desse modelo. Ainda nesse primeiro momento, disserta-se sobre as proposições de melhoria do CAPM e é feita uma revisão da literatura aplicada no mercado financeiro brasileiro. Em um segundo instante, mostra-se que a metodologia empregada segue a linha de Fama e MacBeth (1973), onde a validade do CAPM é testada em duas etapas. Na primeira, estimam-se os betas a partir de regressões em séries temporais. Na segunda, são feitas novas regressões em cross section utilizando o beta da primeira etapa como variável independente e o retorno médio das carteiras como variável dependente. O método econométrico utilizado é o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Nesse mesmo instante, mostra-se quais os critérios de seleção da amostra, as variáveis utilizadas nas regressões e os testes estatísticos para validar o modelo. Por fim, analisa-se a conjuntura econômica de cada um dos sub-períodos de cinco anos e emprega-se o modelo básico do CAPM. Os resultados mostram que o CAPM no primeiro período é válido, mas com baixo poder de explicação. No segundo período o modelo não é válido. Já no terceiro, o modelo somente é validado após a correção da heterocedasticidade ou pela exclusão de dois outliers.

Palavras-chave: CAPM; MQO; Risco; Retorno; Conjuntura.

ABSTRACT

This paper introduces an empirical study of the Capital Asset Pricing Model (CAPM), so as to analyze the return and non-diversifiable risk of capital assets for Brazil between June 30th 1994 and June 30th 2009. The study is divided into three sub-periods of five years. Initially, a theoretical review of the traditional model and the econometric methodology for testing of this model are presented, followed by a discussion of the propositions for improvement of CAPM and a review of the applied literature on the Brazilian financial market. Secondly, the methodology utilized is shown to be in accordance with Fama and MacBeth (1973), in which CAPM's validity is tested in two steps. In the first, the betas are estimated from time-series regressions. In the second, new cross section regressions are run using the first step's beta as an independent variable and the average return of the portfolios as a dependent variable. The econometric method used is the Ordinary Least Square (OLS). At this point, the selection criteria for the sample, the variables used in the regressions and the statistic tests used to validate the model are presented. Further, the economic conjuncture of each five-year sub-period is then analyzed and the traditional CAPM applied. The results show that although the CAPM is valid in the first period, it offers low explanatory power. In the second period the model is not valid and in the third period the model is only validated after heterocedasticity correction or by excluding two outliers.

Keywords: CAPM; OLS; Risk; Return; Conjuncture.

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1. Carteira do Ibovespa classificada por setor nos meses de maio a agosto nos anos de 1994, 1999, 2004 e 2009. | 54 |
| Tabela 2. Teste ADF de raiz unitária em nível e com intercepto no sub-período de jun./1994 a jun./1999. | 58 |
| Tabela 3. Estimativa dos parâmetros β e α e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 a jun./1999. | 59 |
| Tabela 4. Teste ADF de raiz unitária em nível e com intercepto no sub-período de jun./1999 a jun./2004. | 63 |
| Tabela 5. Estimativa dos parâmetros β e α e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 a jun./2004. | 64 |
| Tabela 6. Teste ADF de raiz unitária em nível e com intercepto no sub-período de jun./2004 a jun./2009. | 67 |
| Tabela 7. Estimativa dos parâmetros β e α e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 a jun./2009. | 68 |

LISTA DE FIGURAS

| | |
|---|----|
| Figura 1. Fronteira eficiente – com aplicação e captação à taxa livre de risco | 16 |
| Figura 2. Efeitos do tamanho da carteira sobre o risco de carteira para ações médias..... | 18 |
| Figura 3. Relação risco e retorno a partir do beta..... | 21 |
| Figura 4. Linha de Mercado de Títulos (LMT) | 23 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|--|----|
| Gráfico 1. Oscilação percentual diária do Ibovespa no período de junho de 1980 a junho de 2009 deflacionada pelo IGP-DI..... | 49 |
| Gráfico 2. Oscilação percentual diária da Taxa de Câmbio (R\$/US\$) no período de junho de 1994 a junho de 2009. | 50 |
| Gráfico 3. Evolução diária da Taxa de Câmbio (R\$/US\$) no período de 30 junho de 1994 a 30 de junho de 2009. | 50 |
| Gráfico 4. Oscilação percentual diária do Ibovespa no período de junho de 1994 à junho de 2009 deflacionada pelo IGP-DI..... | 52 |
| Gráfico 5. Volume financeiro dos títulos do Ibovespa em R\$ bilhões de 1994 à 2008. | 53 |
| Gráfico 6. Relação entre o Beta e o Retorno das ações 100 ações de maior liquidez no período de 30 junho de 1994 a 30 de junho de 1999. | 55 |
| Gráfico 7. Relação entre o Beta e o Retorno das ações 100 ações de maior liquidez no período de 30 junho de 1999 a 30 de junho de 2004. | 55 |
| Gráfico 8. Relação entre o Beta e o Retorno das ações 100 ações de maior liquidez no período de 30 junho de 2004 a 30 de junho de 2009. | 56 |
| Gráfico 9. Relação entre o Beta e o Retorno das 20 carteiras selecionadas no período de 30 junho de 1994 a 30 de junho de 1999..... | 61 |
| Gráfico 10. Relação entre o Beta e o Retorno das 20 carteiras selecionadas no período de 30 junho de 1999 a 30 de junho de 2004..... | 65 |
| Gráfico 11. Relação entre o Beta e o Retorno das 20 carteiras selecionadas no período de 30 junho de 2004 a 30 de junho de 2009..... | 69 |

LISTA DE QUADROS

| | |
|--|----|
| Quadro 1. Regressões estimadas no segundo passo. | 60 |
| Quadro 2. Coeficientes esperados e suposições. | 60 |
| Quadro 3. Teste de White para a regressão 1 no período de jun./1994 – jun./1999. | 61 |
| Quadro 4. Regressão 1 e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 – jun./1999. | 62 |
| Quadro 5. Regressão 1 e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 – jun./2004. | 66 |
| Quadro 6. Teste de White para a regressão 1 no período de jun./2004 – jun./2009. | 69 |
| Quadro 7. Regressão 1 e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009. | 70 |
| Quadro 8. Regressão 1 corrigida pela heterocedasticidade e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009. | 70 |
| Quadro 9. Regressão 1 retirando dois <i>outliers</i> e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009. | 71 |
| Quadro 10. Teste de White retirando dois <i>outliers</i> para a regressão 1 no período de jun./2004 – jun./2009. | 71 |
| Quadro 11. Regressão 3 retirando dois <i>outliers</i> e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009. | 72 |

SUMÁRIO

| | | |
|-------|---|-----|
| 1 | INTRODUÇÃO..... | 11 |
| 2 | REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E APLICADA..... | 13 |
| 2.1 | MODELO CAPM E SUAS VARIAÇÕES..... | 13 |
| 2.1.1 | Modelo básico do CAPM..... | 13 |
| 2.1.2 | Metodologia econométrica de teste do CAPM básico..... | 24 |
| 2.1.3 | Principais proposições de melhoria ao CAPM..... | 27 |
| 2.1.4 | Revisão da literatura aplicada ao Brasil..... | 30 |
| 3 | MATERIAL E MÉTODOS..... | 33 |
| 3.1 | MODELO E HIPÓTESES..... | 33 |
| 3.2 | DADOS UTILIZADOS..... | 36 |
| 3.2.1 | Séries coletadas..... | 36 |
| 3.2.2 | Variáveis utilizadas..... | 37 |
| 3.3 | TESTES UTILIZADOS..... | 44 |
| 3.3.1 | Primeiro passo..... | 44 |
| 3.3.2 | Segundo passo..... | 47 |
| 4 | ANÁLISE DOS RESULTADOS..... | 49 |
| 4.1 | ANÁLISE DA CONJUNTURA DO PERÍODO..... | 49 |
| 4.2 | RESULTADOS..... | 56 |
| 4.2.1 | Sub-período (jun./1994-jun./1999)..... | 57 |
| 4.2.2 | Sub-período (jun./1999-jun./2004)..... | 62 |
| 4.2.3 | Sub-período (jun./2004-jun./2009)..... | 66 |
| 5 | CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 73 |
| 6 | REFERÊNCIAS..... | 76 |
| | APÊNDICE 1..... | 80 |
| | APÊNDICE 2..... | 100 |

1 INTRODUÇÃO

A relação entre risco e retorno dos ativos de mercado é um dos assuntos mais pesquisados na área de economia financeira, pois o pensamento racional relaciona risco e retorno de forma direta. Quanto maior o risco, mais elevado será o retorno exigido pelo investidor. A partir da suposição que existe um *trade-off* entre risco e retorno será possível mensurar o prêmio pelo risco dos investidores.

Ao calcular o risco e retorno provável de determinado ativo, o investidor busca reduzir os erros de tomada de decisão num ambiente de incerteza, visando aumentar as chances de sucesso no seu empreendimento. Ou seja, essa decisão reflete as preferências do investidor em consumir no presente ou no futuro.

O pioneiro na associação de risco e retorno foi Harry M. Markowitz no ano de 1952. O estudo publicado por Markowitz no *The Journal of Finance*, foi intitulado *Portfolio Selection*, ficando conhecido como a origem dos modelos de precificação de ativos.

O mérito de Markowitz foi mostrar de forma quantitativa a relação risco e retorno. O autor demonstrou que através do cálculo da média e da variância dos retornos históricos, encontra-se, respectivamente, o retorno esperado e o risco, baseando-se na idéia de que os retornos são normalmente distribuídos. O principal objetivo era expor através de técnicas de otimização que o risco poderia ser minimizado e o retorno maximizado. Em 1959, Markowitz publicou *Portfólio Selection: Efficient Diversification of Investments*, avançando na explicação de risco e retorno.

A partir do trabalho de Markowitz, Willian F. Sharpe, publica um artigo no *The Journal of Finance* em 1964, denominado “*Capital assets prices: a theory in market equilibrium under condition of risk*”. Seguindo a linha de Sharpe, Lintner (1965) e Mossin (1966) publicam pesquisas, buscando superar as questões relacionadas ao estabelecimento das covariâncias entre os retornos dos ativos que iriam compor as carteiras. Aos poucos o cálculo da covariância foi sendo substituído pelo coeficiente de correlação, que mede de forma mais apurada a relação entre o retorno dos ativos da carteira.

Dessa forma, a partir do cálculo de correlação linear surge o modelo atual do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), calculando o beta. O beta proposto por Sharpe relaciona a

covariância dos retornos de um determinado ativo com os do mercado, de modo a visualizar os movimentos do sistema, a variância do mercado ou o risco deste sistema.

Então, ao introduzir o coeficiente beta, os formuladores do CAPM conseguem separar o risco em dois componentes: o sistemático (não-diversificável) e o não sistemático (diversificável). E nesse ponto está a explicação da grande aplicabilidade do CAPM no meio acadêmico, pois através do modelo é possível analisar separadamente o quanto o risco do negócio (diversificável) e o risco dos fatores globais (não-diversificável) afeta cada ativo.

E diferente dos primeiros modelos propostos, nos quais necessitam-se muitos cálculos de variância e covariância, as estimativas do CAPM são simples e há uma redução da quantidade de parâmetros, que é uma das grandes responsáveis pela grande disseminação e aplicação empírica do modelo. O mercado financeiro utiliza o CAPM para calcular o custo de capital e na avaliação do desempenho dos portfólios e fundos de investimentos.

Desde seu surgimento o modelo sofreu tanto mudanças na sua forma teórica quanto no seu modo de estimação. Variações teóricas no sentido de rever algumas suposições do modelo. Variações de estimação se referem aos métodos estatísticos utilizados.

Portanto, o objetivo principal desse trabalho é testar empiricamente o CAPM básico para o Brasil no período de 1994 a 2009, separando a análise em sub-períodos. A subdivisão se justifica pelos diferentes momentos econômicos em que o país passou no referido período. Os objetivos específicos serão: fazer uma revisão da literatura sobre as variações teóricas e dos métodos estatísticos utilizados para testar o modelo; rever a literatura empírica de aplicação do modelo no Brasil; e analisar os resultados para os sub-períodos escolhidos.

Para alcançar os objetivos referidos acima, além desta introdução, o trabalho foi organizado em quatro capítulos. No capítulo 2, será feita uma revisão da literatura do CAPM e suas variações teóricas. Também será realizada uma revisão da literatura existente sobre a aplicação do CAPM no Brasil. No capítulo 3, serão apresentados a forma de coleta das informações, metodologia e os testes estatísticos utilizados no trabalho. No capítulo 4, serão analisados os resultados. No capítulo 5, serão feitas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA TEÓRICA E APLICADA

Ao selecionar uma carteira ótima ou um conjunto ótimo de carteiras os investidores terão um comportamento conjunto e, por consequência, levarão à construção de um modelo de equilíbrio geral no mercado de ativos. O equilíbrio nesse mercado significa a determinação de risco para cada ativo e a relação entre o risco e retorno esperado de cada ativo (ELTON *et al.*, 2004, p.261). Cabe destacar que a pesquisa não abordará as curvas de preferências do investidor, por considerar que o portfolio formado pela carteira de mercado e o ativo livre de risco estão na fronteira eficiente, significando que o objeto de estudo será o risco sistemático, onde a diversificação não fará mais efeito.

O modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) é o mais conhecido e utilizado na área de finanças, sobretudo para tomada de decisões no mercado de capitais, onde a escolha dos portfólios é feita em condições de risco elevado (ASSAF, 2008, p.230).

Assim, neste capítulo serão abordadas considerações acerca do CAPM e suas variações.

2.1 MODELO CAPM E SUAS VARIAÇÕES

2.1.1 Modelo básico do CAPM

O modelo básico, também chamado de tradicional, do CAPM é simplificado e com hipóteses restritivas. Apesar disso, é bastante utilizado por explicar razoavelmente bem o comportamento dos preços dos ativos. Elton *et al.* (2004, p.262) colocam nove hipóteses do modelo básico do CAPM, as quais veremos na seqüência abaixo:

a) primeira hipótese do modelo tradicional do CAPM é a inexistência de custos de transação. Assim, não existe custo para comprar e vender qualquer ativo. Quando se pensa no mundo real, essa suposição não é incoerente dado que os negócios com elevados montantes

reduzem de forma considerável a participação de custos, por exemplo, de corretagem para comprar e vender ações. Então, de acordo com Elton *et al.* (2004) a colocação dos custos de transação adicionaria um grau de complexidade desnecessário dado a importância reduzida dos custos de transação nos custos total do negócio e na decisão dos investidores;

b) a segunda hipótese colocada é a de que os ativos são infinitamente divisíveis. Em outras palavras, significa dizer que o investidor pode adquirir qualquer ativo na quantidade e volume financeiro desejado. Como comprar um real em ações da Petrobras;

c) a terceira hipótese é a ausência de Imposto de Renda de Pessoa Física. O que segundo o autor significa que os investidores são indiferentes quanto à forma de receber o retorno dos investimentos. Por exemplo, o investidor pode obter rendimento via dividendos ou ganhos de capital;

d) a quarta hipótese é a de que não é possível um investidor influenciar no preço de uma ação nas negociações no mercado de ações. Essa suposição é semelhante a de concorrência perfeita. Sabe-se que essa hipótese é bastante questionável, ainda mais se tratando do mercado de ações no Brasil, onde os investidores institucionais e estrangeiros têm grande influência nas cotações quando movimentam grandes volumes;

e) a quinta hipótese é a de que os indivíduos ao tomarem decisões se baseiam somente nos retornos esperados e risco dos retornos. Ou seja, os investidores utilizam só a média e o desvio-padrão dos retornos esperados;

f) a sexta hipótese é a permissão de vendas a descoberto. Assim, o investidor pode vender qualquer quantidade de ações a descoberto;

g) a sétima hipótese é a possibilidade da aplicação e captação em fundos à taxa de livre de risco em quantidades ilimitadas. O que significa dizer que o investidor pode tanto emprestar como tomar empréstimo a uma taxa de juros igual à taxa de retorno de títulos sem risco;

h) a oitava e a nona hipótese referem-se à homogeneidade de expectativas. Isso significa que os indivíduos calculam o retorno e o risco no mesmo período e da mesma forma. Ademais, supõe-se que os investidores têm expectativas idênticas em relação às informações utilizadas para a otimização de carteiras. Em suma, essas hipóteses são semelhantes às das expectativas racionais;

i) por fim, a décima hipótese colocada por Elton *et al.* (2004) é a de que todos os ativos são negociáveis. Os autores mencionam que todos os ativos, inclusive o capital humano, podem ser vendidos e comprados. Isso significa que todos os títulos têm liquidez imediata no mercado.

Em resumo, essas nove hipóteses descritas vão ao encontro do que se conceitua como mercado eficiente. Assaf (2008) avalia mercado eficiente como aquele onde os preços são reflexos das informações disponíveis e que esses são bastante influenciados pelos novos dados, sofrendo grande ajuste ao novo cenário. Cabe ainda ressaltar, de acordo com Assaf (2008), que mercado eficiente não significa dizer preços perfeitos, mas sim que os preços não são tendenciosos na sua formação.

Então, segundo Elton *et al.* (2004), a partir das nove hipóteses relatadas, o modelo tradicional do CAPM, pode ser mensurado considerando a possibilidade de aplicar e captar fundos à taxa livre de risco. Dessa forma, é presumível encontrar a carteira de ativos com risco que qualquer investidor poderá possuir sem se reportar as preferências do mesmo em relação ao risco.

A carteira encontrada de acordo com Elton *et al.* (2004) estará situada no ponto em que tangencia a fronteira eficiente¹, sendo o ponto P_i representado na figura 1, o encontro da carteira formada somente por ativos com risco (curva ABC), com o retorno livre de risco, que é ilustrado a partir da reta que parte do eixo $E(R)$, que se refere a expectativa de retorno percentual do investimento. Isso significa dizer, segundo Elton *et al.* (2004) que os investidores satisfazem suas preferências em relação ao risco, de modo a combinar a carteira (P_i) com aplicações ou empréstimos à taxa livre de risco (R_f), que significa investimento sem risco.

E como considerado na oitava e nona hipóteses, as expectativas de todos os investidores são homogêneas e, por isso, encontram a mesma taxa de juros ao aplicarem e ao captarem. A figura 1 ilustra a situação referida.

¹ Conforme Assaf (2008) a fronteira eficiente é aquela que possibilita selecionar uma carteira que apresenta, para um determinado retorno, o menor risco possível.

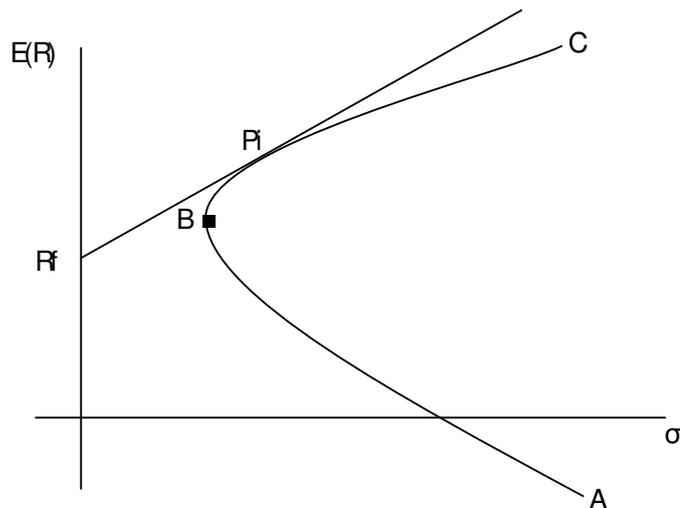


Figura 1. Fronteira eficiente – com aplicação e captação à taxa livre de risco
 Fonte: Adaptado de Elton *et al.*, 2004

A implicação dessas proposições conforme Elton *et al.* (2004) é que a carteira (P_i) que determinado investidor possa obter será semelhante a carteira de ativos com risco de qualquer outro investidor. Então, caso todos os investidores possuam a mesma carteira de ativos com risco essa carteira, em uma situação de equilíbrio necessitará ser a carteira de mercado, que no caso brasileiro será representado pelo Ibovespa, índice que será explicado com detalhes no capítulo 3.

Conforme Nakamura (1998 *apud* BONOMO, 2004, p.31) é comum a utilização de *proxies* para a carteira de mercado na área financeira, já que não existe a possibilidade de encontrar o portfólio de mercado de todos os ativos.

De acordo com Stambaugh (1998 *apud* BONOMO, 2004, p.31) a utilização de inúmeras carteiras nos Estados Unidos foram *proxy* de mercado, tendo resultados semelhantes. Segundo estudo de E Shanken (1998 *apud* BONOMO, 2004, p.31) caso a correlação entre as possíveis carteiras de mercados, i.e., entre as *proxies* forem maiores do que 0,7 então o indicador escolhido poderá ser utilizado como carteira de mercado.

Embora a utilização do índice mais representativo do mercado de ações de um país seja aplicado nos testes econométricos, existem contestações em relação ao seu uso.

A crítica mais severa foi feita por Richard Roll, em 1977, no trabalho denominado: “*A Critique of the asset pricing theory’s tests – Part I: On Past and Potencial Testability of the Theory*”. Roll (1977) refaz os testes empíricos anteriores e apresenta importantes críticas ao modelo, que desqualifica a carteira de mercado usada, entendendo que a verificação da eficiência da carteira de mercado deveria ser feita com a utilização de todos os ativos do

mercado, fato praticamente impossível. Mesmo assim, ele sugere que a qualidade da carteira de mercado melhoraria bastante se a carteira testada fosse ponderada pelo valor de mercado (VW - “*value weighted*”) e não a pesos iguais (EW - “*equally weighted*”) que foi usada nos testes (ROLL, 1977).

Então, retomando a discussão a respeito da posse da carteira de mercado por parte dos investidores, Elton *et al.* (2004) colocam que a implicação é que todos os investidores irão aplicar em combinações de apenas duas carteiras: a carteira de mercado (no caso brasileiro, como colocado anteriormente, é o Ibovespa) e um ativo livre de risco (no caso brasileiro é o Certificado de Depósito Bancário (CDI) ou caderneta de poupança).

Isso resulta no nomeado Teorema de dois fundos, pois os aplicadores ao investirem num portfólio associado na carteira de mercado e na possibilidade de comprar ou vender títulos sem risco.

Dessa forma, é desenhada a figura 1, que é conhecida como Linha de Mercado de Capitais (LMC). Cabe ressaltar, que todas as carteiras situadas na LMC são consideradas eficientes. Ou seja, com a combinação entre ativos sem risco e a carteira de mercado consegue-se dois pontos situados na reta que caracterizam uma carteira eficiente.

Porém, existem títulos que estão acima ou abaixo da LMC, que é:

$$\bar{R}_e = R_f + \frac{\bar{R}_m - R_f}{\sigma_m} * \sigma_e \quad (2.1)$$

Onde o subscrito e indica uma carteira eficiente. Sendo que o primeiro termo $\frac{\bar{R}_m - R_f}{\sigma_m}$ é interpretado como o preço de mercado de risco de todas as carteiras eficientes, correspondendo ao retorno adicional por aumento em uma unidade de risco (ELTON *et al.*, 2004).

O primeiro termo R_f do lado direito é o preço do tempo, sendo interpretado como o retorno exigido para adiar o consumo por um período, na hipótese da haver certeza em relação ao fluxo de caixa futuro (ELTON *et al.*, 2004).

Desse modo, o retorno eficiente de uma carteira é:

$$\text{Retorno Esperado } (\bar{R}_e) = \text{Preço do tempo } (R_f) + \text{Preço do Risco } \left(\frac{\bar{R}_m - R_f}{\sigma_m} \right) x$$

Quantidade de risco (σ_e).

Nas palavras de Bodie e Merton (2002) a LMC mostra a melhor combinação possível de risco/retorno que os investidores dispõem. Outra consideração dos autores para defender a eficiência do CAPM é que em função de investidores buscarem indexar seus fundos a carteira de mercado, combinando com a aplicação no ativo livre de risco e buscando alternativas de investimento que superem o *benchmark* beneficia todos os investidores por aplicarem em carteiras eficientes.

A lógica é que ao pesquisarem ações que gerem carteiras eficientes reduz as recompensas ao mínimo ao longo do tempo em função do aumento da concorrência, implicando no equilíbrio do mercado.

Bodie e Merton (2002) mencionam ainda que o prêmio do risco a quaisquer títulos refere-se à sua participação ao risco da carteira de mercado. Dessa forma, o risco individual de cada ativo.

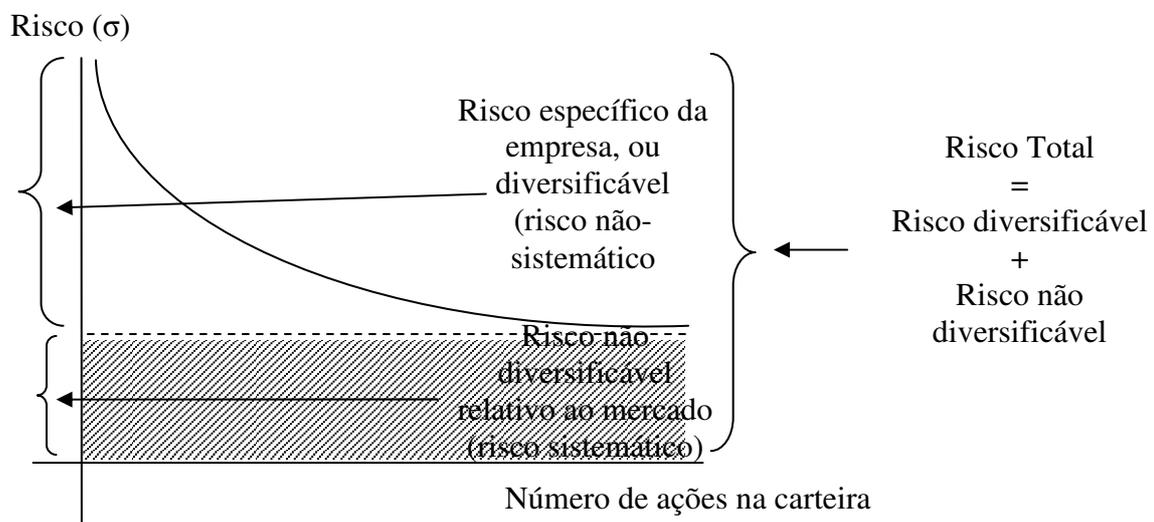


Figura 2. Efeitos do tamanho da carteira sobre o risco de carteira para ações médias

Fonte: Adaptado de Weston e Brigham (2000)

Ainda de acordo com Bodie e Merton (2002) o CAPM, em equilíbrio, mostra que só existe recompensa para os investidores que buscam uma taxa de retorno maior quando esses correm mais riscos. Esse, então, é o risco que não é possível ser reduzido, i.e., o risco não-diversificável, conforme a figura 2 acima.

De acordo com Samanez (2006) a fórmula mostrando o cálculo do risco total (ou variância total) de uma carteira é a seguinte:

$$\sigma_c^2 = \lim_{N \rightarrow \infty} \left\{ \beta_c^2 \times \sigma_m^2 + \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N \frac{\sigma_{e_i}^2}{N} \right\} = \beta_c^2 \times \sigma_m^2 \quad (2.2)$$

onde,

$\beta_c^2 \times \sigma_m^2$ é a parte do risco não diversificável

$\left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N \frac{\sigma_{e_i}^2}{N}$ é a parte do risco diversificável

A importância de se mencionar o risco sistemático, que é medido pelo beta (β) de uma carteira - variável que é o cerne do CAPM -, está na possibilidade de serem incluídas na análise do retorno das carteiras ou títulos que não são eficientes, algo que não é possível na LMC (ELTON *et al.*, 2004).

Elton *et al.* (2004) colocam que em carteiras bem diversificadas o beta é a medida correta, pois conforme pode-se ver na figura 2 e na fórmula (2.2), o risco diversificável tende a zero na medida em que se aumenta o número de ações na carteira (N), sendo o β a medida para explicar o prêmio pelo risco do investidor. De acordo Ross, Westerfield e Jaffe (2008), o beta é o indicador que mede a sensibilidade de um ativo em relação aos movimentos da carteira de mercado.

Securato (1996) classifica o beta (β) de três formas: tipo defensivo, tipo médio e tipo agressivo.

- a) $\beta_i < \beta_m = 1$. Isso significa dizer que o ativo i tem comportamento defensivo (ou conservador, conforme Samanez (2006)) em relação ao mercado. Por exemplo, se o retorno da carteira de mercado for igual a 10%, o rendimento do ativo i será de 8% caso o beta do ativo i seja 0,8. Se o rendimento da carteira de mercado for negativo, por exemplo, -10%, a carteira do ativo i terá um retorno de -8%.
- b) $\beta_m = \beta_i = 1$. Essa igualdade mostra que o ativo i tem comportamento análogo ao mercado, sendo classificado como do tipo médio (ou moderado, conforme Samanez (2006)). Por exemplo, se o retorno da carteira de mercado for igual a 10%, o rendimento do ativo i também será, pois o beta do ativo i é igual a 1.

- c) $\beta_i > \beta_m = 1$. Isso significa dizer que o ativo i tem comportamento agressivo em relação ao mercado. Por exemplo, se o retorno da carteira de mercado for igual a 10%, o rendimento do ativo i será de 12% caso o beta do ativo i seja 1,2. Por outro lado, caso o rendimento da carteira de mercado seja -10%, o retorno do ativo i, será de -12%.

O beta (β) é medido através da covariância entre o título ou portfólio com a carteira de mercado ($Cov(R_i, R_m)$) dividido pela variância da carteira de mercado (σ_m^2).

$$\beta = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_m^2} \quad (2.3)$$

em que:

β_i é o beta do ativo i

Então, a ideia é que a relação entre o retorno esperado (E(R)) e o risco seja através do β . Elton *et al.* (2004) exemplificam, mostrando que o E(R) de uma carteira j formada por parte de uma carteira A e parte de uma carteira B será igual:

$$\bar{R}_j = X \bar{R}_A + (1 - X) \bar{R}_B \quad (2.4)$$

onde,

\bar{R}_j é o retorno esperado da carteira j, formada por parcela de A e B;

\bar{R}_A é o retorno esperado da carteira A;

\bar{R}_B é o retorno esperado da carteira B;

X é a proporção aplicada em A.

Da mesma forma, o cálculo do β , que será o risco dessa carteira, se dará de acordo com a proporção investida em A e B. Então a fórmula será o seguinte:

$$\beta_j = X \beta_A + (1 - X) \beta_B \quad (2.5)$$

onde,

β_j é o beta da carteira j, formada por parcela de A e B;

β_A é o beta da carteira A;

β_B é o beta da carteira B;

X é a proporção aplicada em A.

Então, visualiza-se que o beta de uma carteira j será calculado a partir da participação de cada ativo ou carteira em determinado portfolio. Graficamente, podemos expressar essa relação da seguinte forma:

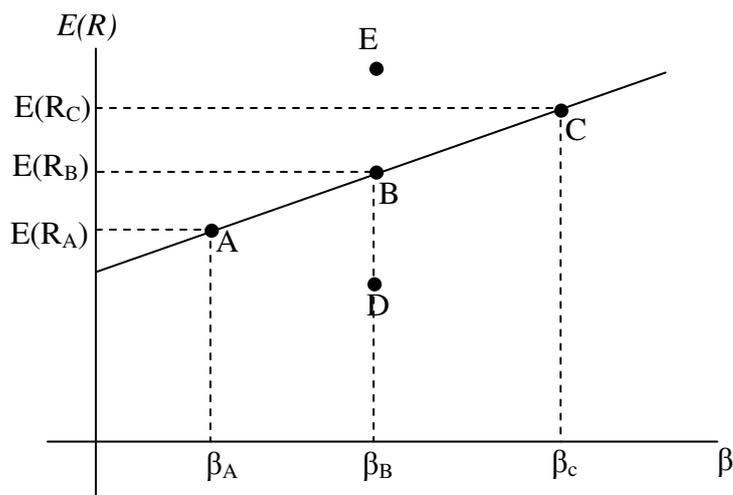


Figura 3. Relação risco e retorno a partir do beta

Fonte: Adaptado de Elton *et al.*, 2004

Imaginando que cada ponto corresponde a uma carteira, pode-se dizer que o ponto A possui o menor retorno esperado $E(R)$ e o menor risco (β), sendo coerente com a relação entre o risco e retorno que se projeta. Já o ponto C mostra que o risco desse portfolio é maior, mas em compensação, o retorno também. Com relação aos pontos D e E cabe destacar que esses preços não permaneceriam por muito tempo fora da reta que relaciona risco e retorno. O ponto E seria preferível em relação ao ponto C, pois retorno esperado em E é maior do que o de C. Seria vantajoso segundo Elton *et al.* (2004), comprar E e vender a descoberto C, de modo a buscar maior retorno. Essas trocas são chamadas de arbitragem. Ou seja, existe a

possibilidade de buscar diferenciais de preços entre os ativos por um determinado tempo, pois findo o período a tendência é de equilíbrio. Isso porque não poderá haver dois ativos com o mesmo risco sendo negociados por preços distintos.

E para que seja possível obter uma equação da reta na figura 3 acima, necessita-se de dois pares pontos, assim como em qualquer reta que se queira encontrar. O primeiro par encontrado é o que relaciona o retorno esperado do mercado (R_m) e o beta do mercado, onde beta é igual a 1,0 ($\beta = 1$) (ELTON *et al.*, 2004; ASSAF, 2008).

O outro par que é preciso para se obter a reta é quando o beta igual a zero, i.e., o ponto em que está localizado o ativo livre de risco (R_f) que não tem relação com o mercado, o que significa dizer que tem risco sistemático nulo (ELTON *et al.*, 2004; ASSAF, 2008).

A equação que surge dos dois pares de pontos será chamada de Linha de Mercado de Títulos (LMT). Essa reta se diferencia da LMC por considerar na análise de risco/retorno todos os títulos, não descartando os que não têm relação perfeita com o mercado (ASSAF, 2008).

Elton *et al.* (2004) colocam que uma equação da reta tem a seguinte forma:

$$\bar{R}_i = a + b\beta_i \quad (2.6)$$

Sendo um dos pontos da linha o ativo livre, que tem beta igual a zero. O que leva a seguinte relação.

$$R_f = a + b(0)$$

$$\text{ou } R_f = a$$

Então, visualiza-se que o beta de uma carteira j será calculado a partir da participação de cada ativo ou carteira em determinado portfolio. Graficamente, podemos expressar essa relação da seguinte forma:

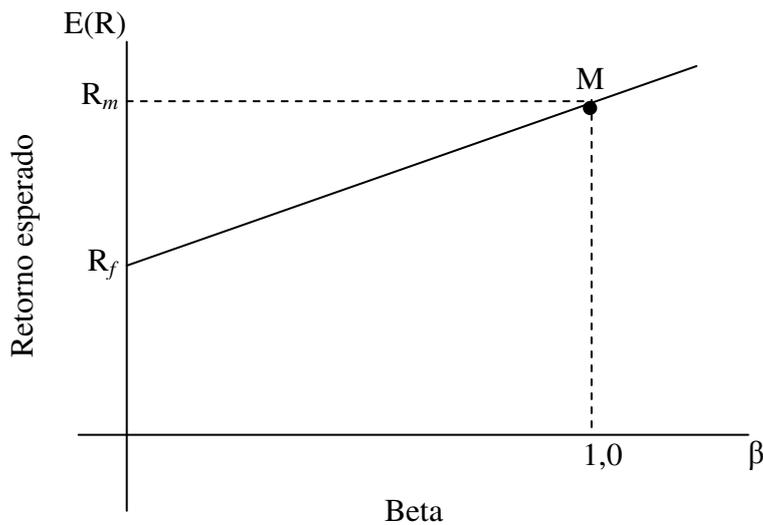


Figura 4. Linha de Mercado de Títulos (LMT)

Fonte: Adaptado de Elton *et al.*, 2004

O segundo ponto da LMT é o que relaciona o retorno esperado do mercado (\bar{R}_m) e o beta, que em \bar{R}_m é igual a um.

$$\bar{R}_m = a + b(1)$$

ou

$$(\bar{R}_m - a) = b$$

A partir das relações encontradas, com beta igual e zero e beta igual e um, e substituindo na equação 2.6, temos uma nova relação:

$$\bar{R}_i = R_f + \beta_i(\bar{R}_m - R_f) \quad (2.7)$$

A equação 2.7 acima representa uma relação simples entre o retorno esperado e o risco, medido pelo beta. Essa equação representa o retorno de qualquer título ou carteira, eficiente ou não. A relação mostra ainda que, quanto maior o risco maior será o retorno esperado, sendo essa associação linear entre $E(R)$ e β (ELTON *et al.*, 2004).

Portanto, a partir da equação 2.7 chega-se ao CAPM tradicional, chamado também de versão Sharpe-Lintner-Mossin, confirmando que o único risco importante é o sistemático (ou não diversificável). Mostrando que não é a variância total dos retornos (equação 2.2) que influencia os retornos esperados e, sim, a parcela que não pode ser eliminada com a diversificação (ELTON *et al.*, 2004).

O modelo econométrico para testar empiricamente a equação 2.7, que é o objetivo desta pesquisa, será mostrado na próxima seção.

2.1.2 Metodologia econométrica de teste do CAPM básico

Elton *et al.* (2004) colocam que os testes de modelos do CAPM são relativos a expectativas futuras da relação risco e retorno. No entanto, a maioria dos testes é feita utilizando dados passados, por ser difícil coletar as expectativas futuras do mercado. A utilização de dados passados segundo os autores está pautada em três hipóteses: o modelo de mercado é válido em todos os períodos; o CAPM também é válido em todos os períodos; e o beta é estável ao longo do tempo.

Quanto às hipóteses de teste para que o modelo tradicional de equilíbrio seja válido, Elton *et al.* (2004) destacam quatro suposições:

- 1) Quanto maior o risco (beta), mais elevado deverá ser o retorno;
- 2) O retorno e o beta devem estar relacionados de forma linear;
- 3) Não deve haver retorno adicional por se assumir risco não sistemático;
- 4) O mercado é um jogo justo, por isso os desvios de ativos ou carteiras são randômicos. Assim, não havendo a possibilidade de se obter lucro extraordinário.

Os pioneiros nos testes empíricos das hipóteses do CAPM tradicional segundo Elton *et al.* (2004) foram Black, Jensen e Scholes em 1972, estimando as equações através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Eles utilizaram as séries temporais da seguinte equação:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad (2.8)$$

onde,

β_i é o beta da equação;

α_i é o intercepto da equação;

$R_{it} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do ativo ou carteira i;

$R_{mt} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do mercado;

e_t é o erro da regressão;

A hipótese principal a ser testada de acordo com a pesquisa foi estimar o valor de α_i igual a zero. Pois α_i igual a zero, segundo os pesquisadores, significava dizer que o mercado estava em equilíbrio (BLACK, JENSEN e SCHOLES 1972 *apud* ELTON *et al.* 2004, p.301).

Black, Jensen e Scholes (1972 *apud* Elton *et al.*, 2004) colocam ainda que o modelo deve ser testado com maior número de títulos para reduzir a possibilidade dos resíduos serem relacionados. A forma de resolver esse problema para os pesquisadores foi usar séries temporais de carteira.

Para formar as carteiras Black, Jensen e Scholes (1972 *apud* Elton *et al.*, 2004) utilizaram cinco anos de dados mensais para encontrar o beta e organizar as ações de acordo com seus betas em decis. Nos testes feitos pelos pesquisadores no período de 1931 a 1967, com a utilização de betas estimados nos 60 meses anteriores a cada ano testado, houve evidência de que o CAPM tradicional era válido.

Na mesma linha, Fama e MacBeth, avançando em relação aos pesquisadores anteriores, formaram 20 carteiras de títulos nos EUA, no período de janeiro de 1938 a junho de 1968, separando em subperíodos, para estimar os betas da regressão de cada carteira para testar a validade do CAPM tradicional (FAMA E MACBETH 1973 *apud* ELTON *et al.* 2004, p.302).

A metodologia utilizada por Fama e MacBeth para testar e estimar o CAPM foi efetuada em duas etapas. A primeira consistiu em encontrar os betas das carteiras a partir da regressão com séries temporais dos retornos dos ativos, das carteiras e da carteira de mercado. A equação testada nesse passo foi a mesma utilizada por Black, Jensen e Scholes (1972 *apud* Elton *et al.*, 2004) para encontrar os betas, tal como segue abaixo.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad (2.8)$$

Cabe destacar, antes de passar para o segundo passo, que para testar a equação 2.8, os pesquisadores modificam a equação para a seguinte forma:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i(r_{im}) + e_t \quad (2.9)$$

onde,

$r_{it} = R_{it} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do ativo ou carteira i ;

$r_{im} = R_{mt} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do mercado.

O segundo passo se refere a utilização do beta como variável explicativa dos retornos a partir de regressão com utilização de dados em *cross section*, tal como segue abaixo.

$$\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1i} \beta_i + \hat{\gamma}_{2i} \beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3i} S_{ei} + v_t \quad (2.10)$$

Onde as hipóteses testadas são:

$E(\hat{\gamma}_{0i}) = 0$, para mostrar que o mercado está em equilíbrio;

$E(\hat{\gamma}_{1i}) > 0$, para mostrar que o risco tem preço de mercado positivo;

$E(\hat{\gamma}_{2i}) = 0$, para rejeitar a suposição de uma relação não linear (β_i^2) entre retorno e risco;

$E(\hat{\gamma}_{3i}) = 0$, para mostrar que o risco residual (S_{ei}) não tem influência sobre o retorno.

De acordo com Elton *et al.* (2004) Fama e MacBeth estimaram a equação 2.10 para cada mês, no período de janeiro de 1938 a junho de 1968 concluindo que: a relação entre o retorno e o risco é linear; o risco residual não afeta o retorno; e o risco tem preço de mercado positivo. Por outro lado, encontraram evidências que o mercado não está em equilíbrio em função de γ_{0i} ser estatisticamente maior que zero.

Outros testes relaxando algumas das nove hipóteses do modelo tradicional do CAPM foram testados, mas esses não serão objeto da presente pesquisa.

Na seção seguinte será visto, de forma breve, as principais proposições de melhoria do modelo tradicional, enfatizando tanto mudanças teóricas quanto dos métodos de estimação. Porém, cabe destacar, que os modelos surgidos dos aperfeiçoamentos do CAPM básico serão apenas descritos e não testados, pois a ideia é somente visualizar a evolução do modelo. A presente pesquisa testará o modelo básico.

2.1.3 Principais proposições de melhoria ao CAPM

As principais proposições teóricas de melhoria e aperfeiçoamento são colocadas nos seguintes modelos: o *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976), o modelo de 3 fatores de Fama e French (1996), o CAPM Condicional de Jagannathan e Wang (1996) e o Intertemporal (ICAPM) de Merton (1973).

O *Arbitrage Pricing Theory* (APT) foi desenvolvido por Ross em 1976 buscando um novo enfoque para explicar a formação de preços dos ativos. O modelo é multifatorial, onde são consideradas mais fontes de risco. A hipótese em que se baseia o modelo é a de não arbitragem, mostrando que esse pressuposto leva a uma relação linear entre os retornos dos ativo. (ELTON *et al.*,2004; SCHOR, BONOMO e PEREIRA, 2004).

A equação que demonstra o APT é a seguinte:

$$\bar{R}_i = a + \beta_1(\text{fator1}) + \beta_2(\text{fator2}) + \beta_3(\text{fator3}) + \dots + \beta_n(\text{fatorn}) \quad (2.11)$$

onde:

\bar{R}_i é o retorno esperado do ativo i;

a é o nível esperado do retorno do ativo i caso todos os fatores tenham valor igual a zero;

β_n mede a sensibilidade do ativo ao fator considerado;

fatorn é o valor do fator que influência o retorno do ativo i.

A equação mostra que o retorno esperado é a soma dos fatores ponderados pelo tipo de risco que o título possui. A magnitude do beta indica a intensidade do impacto do risco sobre o retorno, ou seja, quanto maior for o beta do título em relação a determinado fator, maior será o risco que o título possui. É preciso considerar a influência de diversos fatores gerais e setoriais antes de fazer com que o risco não sistemático de um título passe a ter correlação nula com os riscos não sistemáticos dos outros títulos (ROSS, WESTERFILED e JAFFE, 2000).

Na mesma linha de pesquisa de impacto no retorno de mais de um fator, Fama e French (1992) investigaram o poder explicativo dos retornos de alguns dos fatores associados às características intrínsecas das empresas. Os autores selecionam os seguintes fatores: o

tamanho (ME); a relação valor contábil/valor de mercado (BE/ME), a alavancagem e a relação lucro/preço da ação. Em suas conclusões, os autores destacam que tais variáveis conseguiam explicar e capturar uma substancial parcela do retorno das carteiras, que não conseguiam explicação no CAPM (FAMA E FRENCH 1992, *apud* ROGERS E SECURATO, 2009).

Em razão dos resultados positivos encontrados, Fama e French (1993) vão propor o uso de um modelo de três fatores, para explicar o retorno das empresas a partir do i) o excesso de retorno em relação ao mercado (fator mercado); ii) a diferença entre os retornos de carteiras de ações de empresas pequenas e grandes (fator tamanho = SMB, denotado por *small minus big*); e iii) a diferença entre os retornos de carteiras de ações de empresas de alta capitalização e baixa capitalização (fator relação valor contábil / valor de mercado = HML, denotado por *high minus low*). Em suma, o modelo de 3 fatores proposto por Fama e French (1993) tem por objetivo buscar a transformação de características relevantes das empresas em explicação para retornos (FAMA E FRENCH 1992, *apud* ROGERS E SECURATO, 2006). A equação que representa o modelo é a seguinte:

$$R_{jt} - R_{Ft} = a_j + b_j(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_jSMB_t + h_jHML_t + e_t \quad (2.12)$$

onde:

$(R_{Mt} - R_{Ft})$ é o excesso de retorno em relação ao mercado (fator mercado);

SMB_t é a diferença entre os retornos de carteiras de ações de empresas pequenas e grandes;

HML_t é a diferença entre os retornos de carteiras de ações de empresas de alta capitalização e baixa capitalização;

b_j, s_j, h_j medem a sensibilidade dos fatores listados acima.

A crítica em relação ao modelo de três fatores de Fama e French (1993) é que esse não apresenta uma fundamentação teórica consistente para o critério de seleção de fatores e para o critério de tamanho da empresa. Entretanto, cabe salientar que os resultados empíricos alcançados demonstram um pouco mais de consistência do que o CAPM (FAMA E FRENCH 1993, *apud* ROGERS E SECURATO, 2009).

Damodaran (2007) na mesma linha de Fama e French (1993) concorda que os resultados encontrados levando-se em conta mais de um fator têm sido melhores do que os do

CAPM tradicional e vai na mesma direção em relação a falta de consistência dos fatores escolhidos para fundamentar os modelos multifatoriais, sobretudo, os macroeconômicos. O autor exemplifica mostrando que as oscilações no preço do petróleo na década de 1970 era o principal fator de risco no período. Já nas décadas posteriores (80 e 90), a influência desse fator foi reduzida. Ou seja, caso o modelo multifatorial fosse estimado ponderado, principalmente, pela importância das oscilações do preço por barril de petróleo, outros fatores mais relevantes em períodos posteriores poderiam ficar de fora do modelo.

Assim, Damodaran (2007) coloca que apesar dos modelos concorrentes do CAPM serem mais precisos ao explicar retornos passados, esses pecam na falta de consistência dos fatores relevantes para formar um modelo sólido. Por isso, o pesquisador advoga no uso do CAPM tradicional. Para Damodaran o modelo é intuitivo no entendimento e bastante aplicado no mundo real. A utilização criteriosa do CAPM, segundo o autor, pode ser bastante eficaz para mensurar o risco nas avaliações das empresas.

No que se refere ao uso do CAPM levando-se em conta variações no tempo, destaque para o condicional. Jagannathan e Wang (1996) realizaram uma pesquisa comparando os resultados da aplicação do modelo estático com o CAPM condicional. Os autores encontraram resultados melhores para o condicional, mas salientaram, assim como Damodaran (2007), que o CAPM tradicional é uma boa aproximação da realidade. Os pesquisadores ainda mencionam que o fato dos resultados do CAPM tradicional, ou estático, não serem satisfatórios tem como causa a não consideração dos betas variando ao longo do tempo. Já nos modelos de precificação de ativos em nível condicional, ou dinâmico, existe a possibilidade dos retornos esperados terem variação através do tempo, mesmo considerando que as covariâncias condicionais são constantes.

Embora os resultados do modelo dinâmico encontrados sejam robustos, Tambosi (2006) faz ressalvas em relação aos resultados do CAPM condicional. O autor coloca que o modelo é aplicado de forma simplificada, não levando em conta estratégias de hedge da empresas, *i.e.*, de maior especulação. Outro fator levantado por Tambosi é que artigos divulgados com testes de CAPM condicional mostram que o modelo não é válido para períodos longos. Além disso, o pesquisador menciona o número elevado de eventos determinísticos que acontecem com frequência anual e mensal, influenciam na precificação de ativos.

Outro modelo apresentado como melhoria em relação ao CAPM básico é o ICAPM. Esse é um modelo multifator intertemporal, onde os prêmios de risco advêm de diversas

fontes e não apenas da volatilidade ou beta dos títulos, *i.e.*, a sensibilidade dos prêmios de risco estão relacionados também as taxas de juros, aos preços de bens de consumo as mudanças nos retornos esperados dos ativos (BODIE E MERTON, 2002).

Quanto aos métodos de estimação, que se referem ao desenvolvimento de novas versões econométricas, *i.e.*, que vão além da utilização de MQO destaque para os modelos capazes de modelar a variância dos retornos no tempo. Esses são os auto-regressivos de heteroscedasticidade condicional (família ARCH/GARCH) usados, sobretudo, na estimação do modelo do CAPM condicional referido anteriormente.

Além do mais, alguns pesquisadores utilizam os testes por Máxima Verossimilhança (ML), e o Método dos Momentos Generalizados (GMM) nas aplicações do CAPM.

Na próxima seção será vista a revisão da literatura de alguns trabalhos publicados com dados do mercado financeiro brasileiro.

2.1.4 Revisão da literatura aplicada ao Brasil

Rogers e Securato (2009) testam três modelos alternativos para estimar os retornos esperados no mercado financeiro do Brasil: 1) a versão Sharpe-Litner-Mossin do CAPM; 2) o modelo 3-Fatores de Fama e French; 3) e o Reward Beta Model. Os pesquisadores utilizaram como procedimento empírico a metodologia de teste em dois passos para modelos de equilíbrio geral. O primeiro passo consistiu em estimar os parâmetros dos modelos, a partir de regressões em séries temporais. No segundo passo, os pesquisadores utilizaram como variáveis explicativas os parâmetros estimados em regressões *cross section*. Os testes por carteiras foram realizados de acordo com a metodologia de Fama e French (1993) e Bornholt (2007), aplicados em duas subamostras de ações, com dados disponíveis na Bovespa. A amostra *ex-ante* compreendeu o período 07/1995-06/2001 e a amostra *ex-post* 07/2001-06/2006. As evidências encontradas no mercado brasileiro tendem a apoiar o modelo 3-Fatores de Fama e French para explicar retornos futuros.

Ribenboim (2004) construiu 14 portfólios a partir de ações da carteira do Ibovespa, escolhendo os títulos por uma questão de liquidez. O critério para agrupar as ações em carteiras, foi o de selecionar ativos do mesmo setor na economia. Todas as ações nas carteiras

receberam o mesmo peso. A *proxy* da carteira de mercado foi o Ibovespa e do ativo sem risco a taxa de juros efetiva mensal da Selic. Ribenboim utilizou uma base de dados do valor diário das ações no período de 106 meses. Ademais, separou as 14 carteiras formadas em dois grupos de sete portfólios cada. O primeiro com mais liquidez que o segundo.

A partir disso, o autor testou o CAPM nas versões Sharpe-Lintner (CAPM básico) e a versão de Black utilizando testes por Máxima Verossimilhança (ML), mostrando que os modelos são aceitos para as duas versões. Ademais, testou os modelos utilizando o Método dos Momentos Generalizados (GMM) também, aceitando os modelos e expondo que as hipóteses de retornos normalmente distribuídos e que são independentes e identicamente distribuídos (IID) causa viés nas estimativas. O autor também testa o CAPM condicional, aceitando para o grupo 1 (formado por ações mais líquidas) e rejeitando para o Grupo 2 (formado por ações menos líquidas). Embora os resultados tenham sido favoráveis Ribenboim ressalva que esses devem ser vistos com cuidado uma vez que se utilizada uma amostra pode se chegar a conclusões mais precisas. O autor sugere que os testes do CAPM sejam feitos com o modelo condicional. Ele ainda ressalta que o teste do CAPM por *cross-section* com dados brasileiros também pode ser mais explorado nas pesquisas posteriores, na linha iniciada por Fama e MacBeth (1973).

Nakamura e Matias (2009) utilizaram quatro metodologias alternativas de cálculo do CAPM (Capital Asset Pricing Model) para as condições do mercado de ações brasileiro, buscando a determinação do índice beta e três metodologias de cálculo do CAPM diferentes, em oito cenários macroeconômicos distintos. O método estatístico utilizado foi o Teste de Hipóteses de Diferença de Médias de duas Populações para comparar as diversas séries de retornos esperados obtidos com os respectivos retornos efetivos. A amostra utilizada foi de 71 ações listadas na Bovespa.

O cenário base utilizado pelos autores contemplou o uso de indicadores com Selic para a taxa livre e do Ibovespa para o índice de retorno da carteira de mercado no período de cinco anos. Nakamura e Matias (2009) também consideraram cenários alternativos com índices e períodos distintos. Os pesquisados substituíram a Selic pela TJLP e o Ibovespa pelo FGV100. Foi considerado também período de 2 anos. Os autores utilizaram métodos alternativos propostos por Damodaran (2004) e Godfrey e Espinosa (1996). Destaque para o modelo proposto por Damodaran que utiliza métodos alternativos para calcular o beta. O autor propõe o cálculo do beta alavancado e não alavancado.

Nakamura e Matias (2009) que a maior parte dos índices beta estimados ficaram abaixo de um. Além do mais, eles concluem que os métodos alternativos ao modelo original do CAPM são contribuições importantes para o modelo original.

Araújo, Fajardo e Tavani (2006) testam o CAPM usando uma carteira sintética do PIB brasileiro. Os autores buscam selecionar uma *proxy* que satisfaça a crítica de Roll em relação a carteira de mercado. Eles testaram carteira sintética do PIB como carteira de mercado comparando com a medida mais usual, o Ibovespa. Os resultados encontrados, sobretudo, na versão Black mostraram que a carteira formada pelo PIB não é eficiente.

Os resultados obtidos, especialmente os referentes à versão Black, mostraram que a carteira sintética não é eficiente. O retorno do Ibovespa, apesar de não satisfazer as condições de validade do CAPM e de eficiência em alguns subperíodos estudados, foi eficiente em muitos deles e também na amostra inteira (1991-2002), sendo, portanto, uma medida mais razoável para a carteira de mercado do que a alternativa proposta por Hou (2002).

Na próxima seção disserta-se sobre o método utilizado na pesquisa, os dados coletados, as variáveis utilizadas nas regressões e os testes estáticos para validar o modelo.

3 MATERIAL E MÉTODOS

O modelo utilizado para testar a validade do CAPM está de acordo com a metodologia proposta nos trabalhos de Fama e MacBeth (1973 *apud* Elton *et al.* 2004, p.302). Rachev *et al.* (2007) e Gujarati (2004) fazem a mesma recomendação de testes, mas nas verificações sugeridas pelos primeiros autores a regressão estimada não leva em conta os resíduos das carteiras. Cabe salientar que a presente pesquisa difere-se de Fama e MacBeth (1973) por ordenar as carteiras por liquidez de todo o período de cinco anos e por fazer as regressões somente em três tempos a cada cinco anos. Isso em função de acreditar-se que esses cortes temporais são suficientes para verificar a validade ou não do modelo estimado. A pretensão nesta pesquisa é adequar à metodologia proposta à realidade da economia brasileira.

Apesar de optar pelo modelo básico do CAPM e esse, ser contestado por não levar em conta mais fatores além do beta, a pesquisa é inédita por buscar separar a análise em sub-períodos levando em conta os 15 anos após implantação do plano real na economia do Brasil.

3.1 MODELO E HIPÓTESES

A presente pesquisa utilizará o modelo do CAPM tradicional. A utilização desse modelo se justifica como menciona Damodaran (2007), pela grande aplicabilidade no mundo real e por seu ser bastante intuitivo. A metodologia proposta é baseada nos testes de Fama e MacBeth para a economia dos Estados Unidos. A pretensão nesta pesquisa é adequar a metodologia proposta à realidade da economia brasileira.

Os testes do modelo serão feitos com a utilização de dados passados, por ser difícil coletar as expectativas futuras do mercado. A utilização de dados passados segundo Elton *et al.* (2004) está pautada em três hipóteses: o modelo de mercado é válido em todos os períodos; o CAPM também é válido em todos os períodos; e o beta é estável ao longo do tempo.

Quanto às hipóteses de teste para que o modelo básico de equilíbrio seja válido, Elton *et al.* (2004) destacam quatro suposições:

- 1) Quanto maior o risco (beta), mais elevado deverá ser o retorno;
- 2) O retorno e o beta devem estar relacionados de forma linear;
- 3) Não deve haver retorno adicional por se assumir risco não sistemático;
- 4) O mercado é um jogo justo, por isso os desvios de ativos ou carteiras são randômicos. Assim, não havendo a possibilidade de se obter lucro extraordinário.

A metodologia utilizada, como visto anteriormente, será efetuada em duas etapas. A primeira consiste em encontrar os betas das carteiras a partir da regressão com séries temporais dos retornos dos ativos, das carteiras e da carteira de mercado. A equação testada nesse passo para encontrar os betas é a seguinte:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad (3.13)$$

onde,

β_i é o beta do ativo i ;

α_i é o intercepto da equação do ativo i ;

$R_{it} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do ativo ou carteira i ;

$R_{mt} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do mercado;

e_t é o erro da regressão;

Sendo que para testar a equação 3.13, a equação é modificada para a seguinte forma:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i(r_{im}) + e_t \quad (3.14)$$

onde,

$r_{it} = R_{it} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do ativo ou carteira i ;

$r_{im} = R_{mt} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do mercado.

A segunda etapa se refere a utilização dos betas estimados na primeira etapa como variável explicativa dos retornos a partir de regressão com utilização de dados em *cross section*, tal como segue abaixo.

$$\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t \quad (3.15)$$

onde,

$\hat{\gamma}_0$ é a estimativa do retorno do ativo livre de risco R_{ft} ;

$\hat{\gamma}_1$ é a estimativa da relação entre o excesso de retorno de mercado em relação e retorno do ativo ou carteira;

β_i^2 é o risco sistemático (beta) elevado ao quadrado;

S_{ei} é a variância residual dos resíduos da equação 3.14;

Em relação às variáveis citadas acima tem-se as seguintes hipóteses:

$E(\hat{\gamma}_{0i}) = 0$, para mostrar que o mercado está em equilíbrio;

$E(\hat{\gamma}_{1i}) > 0$, para mostrar que o risco tem preço de mercado positivo;

$E(\hat{\gamma}_{2i}) = 0$, para mostrar que a relação entre retorno e risco é linear;

$E(\hat{\gamma}_{3i}) = 0$, para mostrar que o risco residual não tem influência sobre o retorno.

Então, a partir do modelo acima, a pesquisa busca encontrar:

- 1) que o mercado está em equilíbrio em função de γ_{0i} não ser estatisticamente diferente que zero.
- 2) uma relação linear entre o retorno e o risco (beta);
- 3) que o risco residual não afeta o retorno, dessa forma, mostrando que informações passadas não beneficiam os agentes no futuro a ter ganhos extraordinários;
- 4) e o risco tem preço de mercado positivo.

Em resumo, busca-se na presente pesquisa uma relação linear entre o risco sistemático, que é captado pelo β , e o retorno. Sendo a equação procurada:

$$\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t \quad (3.16)$$

Na próxima seção será visto como foram coletados e definidos os dados que farão parte dos portfólios.

3.2 DADOS UTILIZADOS

3.2.1 Séries coletadas

Os dados foram coletados da base de dados da consultoria Econômica. Consideraram-se as cotações de fechamento mensal do último dia útil das ações listadas na Bolsa de Valores do Estado de São Paulo (BOVESPA), entre 30 de junho de 1994 e 30 de junho de 2009 das 100 ações de maior liquidez a cada cinco anos. Isto é, a cada cinco anos a amostra foi revista apreciando as ações de maior liquidez nesse período para que se pudesse comparar a mudança do modelo a partir do critério selecionado. Os três sub-períodos escolhidos relativos as cotações mensais em reais (R\$) foram: I) 30 de junho de 1994 a 30 de junho de 1999; II) 30 de junho de 1999 a 30 de junho de 2004; e III) 30 de junho de 2004 a 30 de junho de 2009. A partir das cotações mensais foram realizados os cálculos dos retornos mensais de cada ativo. Por exemplo, o retorno percentual mensal do mês de julho de 1994 refere-se a divisão do preço de um ativo “A” no último dia útil do mês de julho/1994 pelo preço do mesmo ativo “A” no último dia útil mês anterior, no caso junho/1994.

Além disso, a seleção das ações de liquidez mais elevada se deve ao fato dessas representarem a maior parcela dos negócios na Bovespa.

Caso o ativo não tivesse sido negociado no último dia útil do mês, considerou-se a última negociação do período referido. Esse procedimento é chamado de *data missing*, segundo Brooks (2008). Além disso, cabe destacar que para fazer parte da amostra, a ação deve ter sido cotada do começo ao fim do período selecionado de cada um dos cinco anos. Isso significa dizer que ativos de empresas que entraram recentemente na Bovespa, caso da B2W e de Tenda, entre outras, não entraram na amostra.

Na eventualidade do ativo não ter sido comercializado durante o mês foi considerada a cotação do período imediatamente anterior. Foram excluídas as séries que não apresentaram cotação por doze meses seguidos ou intercalados.

Todos os dados foram ajustados tanto pela inflação (IGP-DI) quanto por proventos e dividendos. Isso foi feito na própria base de dados da Economatica. Esses ajustes foram realizados para retirar o efeito da inflação e para captar valorização das ações contabilizando os proventos.

As séries de preços onde aconteceram fusões entre as empresas ou passaram a ter somente ações ordinárias foram consideradas. Da mesma forma em que os dados foram ajustados dados pela inflação e por proventos, foi possível ajustar as séries de duas ações que se transformam em uma ação. A razão desse ajuste é para que se tenha o histórico da nova série gerada.

Além das séries referidas, foram coletadas, para o mesmo período, as informações do retorno mensal do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) efetivo e do cálculo em pontos do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa).

A tabulação dos dados e os cálculos de transformação das variáveis necessárias para utilizar nas estimativas das regressões foram feitos no Software Excel. As estimativas das regressões e os testes estatísticos foram realizados no Software Eviews 4.1.

3.2.2 Variáveis utilizadas

Para estimar as equações foram calculados os retornos percentuais das séries originais das cotações dos preços das ações em reais (R\$) e do Ibovespa em pontos, série utilizada como carteira de mercado. Não houve mudança na série do CDI, que é utilizado como *proxy* do ativo livre de risco. As variações percentuais mensais foram calculadas de julho de 1994 a junho de 2009.

A partir do cálculo do retorno mensal de cada ação foram construídas as séries mensais do retorno das carteiras. E com a série mensal das carteiras, do ativo livre de risco e variações mensais do Ibovespa foi possível estimar o beta de carteira para a utilização do segundo passo da regressão referido na parte metodológica da pesquisa.

Posto as variáveis a serem utilizadas na pesquisa, cabe mostrar quais são as fórmulas usadas para o cálculo de que cada uma delas.

3.2.2.1 Retorno dos ativos

O retorno de um investimento em ações normalmente é calculado segundo Gtiman (2007) da seguinte forma:

$$\bar{R}_i = \left(\frac{C_t + P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (3.17)$$

onde:

\bar{R}_i é o retorno esperado do ativo i durante o período t;

C_t é o fluxo de caixa recebido com o investimento no ativo i no período t-1 a t.

P_t é o preço (valor) do ativo na data t.

P_{t-1} é o preço (valor) do ativo na data t-1.

Mas como os dados dos preços dos ativos já são ajustados por proventos, por outros eventos, como grupamentos e desdobramentos, e pela a inflação. A fórmula utilizada será:

$$\bar{R}_i = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (3.18)$$

onde:

\bar{R}_i é o retorno esperado do ativo i durante o período t;

P_t é o preço (valor) do ativo ajustado na data t.

P_{t-1} é o preço (valor) do ativo ajustado na data t-1.

Os tipos de retornos calculados nas fórmulas 3.17 e 3.18 são chamados por Morettin (2008) de cálculo do retorno simples.

Outra maneira comumente usada para o cálculo dos retornos, colocada por Morettin (2008), é através de logaritmo. Essa forma de cálculo é chamada de retorno composto continuamente ou simplesmente log-retorno.

$$\bar{R}_i = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (3.19)$$

onde:

\bar{R}_i é o retorno esperado do ativo i durante o período t;

P_t é o preço (valor) do ativo ajustado na data t;

P_{t-1} é o preço (valor) do ativo ajustado na data t-1;

$\log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ é o logaritmo de do preço do ativo na data t dividido pelo preço do ativo na data t-1.

Brooks (2008) menciona que essa forma de cálculo é chamada também de aditiva no tempo, por possibilitar o cálculo da média adicionando mudanças no período. Entretanto o autor coloca que essa maneira de mensurar o retorno tem desvantagem em relação ao cálculo do retorno simples na avaliação do retorno médio de carteiras. Isso porque o cálculo do log da soma não é o mesmo que a soma de um log { $\log(a+b) \neq \log a + \log b$ }, porque { $\log a + \log b = \log(a.b)$ }.

3.2.2.2 Retorno da carteira de mercado

Outra variável utilizada no modelo é o cálculo do rendimento da carteira de mercado, que é representada pelo Ibovespa na presente pesquisa. O cálculo segue a mesma linha do cálculo do rendimento da equação 3.13. A fórmula é a seguinte:

$$\bar{R}_m = \left(\frac{P_{mt} - P_{mt-1}}{P_{mt-1}}\right) \times 100 \quad (3.20)$$

onde:

\bar{R}_m é o retorno esperado do Ibovespa durante o período t;

P_{m_t} é o preço em pontos do Ibovespa ajustado na data t.

$P_{m_{t-1}}$ é o preço em pontos do Ibovespa ajustado na data t-1.

É pertinente destacar como essa carteira é formada, pois um dos pontos mais criticados no CAPM é justamente a carteira de mercado. A crítica mais severa, como colocado no capítulo anterior, foi feita por Richard Roll, em 1977. O pesquisador refaz os testes empíricos anteriores e apresenta importantes críticas ao modelo, que desqualifica a carteira de mercado usada. Ele entende que a verificação da eficiência da carteira de mercado deveria ser feita com a utilização de todos os ativos do mercado, fato praticamente impossível. Mesmo assim, ele sugere que a qualidade da carteira de mercado melhoraria bastante se a carteira testada fosse ponderada pelo valor de mercado (VW - “*value weighted*”) e não a pesos iguais (EW - “*equally weighted*”) que foi usada nos testes (ROLL, 1977).

E para que se possa projetar o beta no mercado brasileiro com mais precisão é necessário saber a sua composição e sua tendência de mudança. As modificações no índice serão vistas na próxima seção, relativas aos setores classificados pela Econômatica e no apêndice a participação percentual de cada ação. Além do mais, os gestores de fundos de investimentos precisam adequar suas carteiras ao índice sempre que esse muda, para cumprirem suas políticas de investimentos sejam elas ativas em relação ao índice ou passivas.

A metodologia de cálculo do Ibovespa, segundo a Bovespa (2009), mostra que a carteira teórica do índice é composta pelas ações que atenderam cumulativamente aos seguintes critérios, com relação aos doze meses anteriores à formação da carteira:

- estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
- apresentar participação, em termos de volume em reais (R\$), superior a 0,1% do total;
- ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.

Ainda de acordo com a Bovespa (2009) a participação de cada ação na carteira está relacionada diretamente com a representatividade desse ativo no mercado à vista – em termos de número de negócios e volume financeiro – ajustada ao tamanho da amostra. Essa

representatividade é obtida pelo índice de negociabilidade da ação, calculado pela seguinte fórmula:

$$IN = \sqrt{\frac{ni}{N} * \frac{vi}{V}} \quad (3.21)$$

onde:

IN = índice de negociabilidade

ni = número de negócios com a ação "i" no mercado à vista (lote-padrão)

N = número total de negócios no mercado à vista da BOVESPA (lote-padrão)

vi = volume financeiro gerado pelos negócios com a ação "i" no mercado à vista (lote-padrão)

V = volume financeiro total do mercado à vista da BOVESPA (lote-padrão)

Em relação a exclusão do índice, destaca-se que uma ação selecionada para compor a carteira só deixará de participar quando não conseguir atender a pelo menos dois dos critérios de inclusão relatados anteriormente. Deve-se ressaltar que companhias que estiverem sob regime de recuperação judicial, processo falimentar, situação especial ou sujeitas a prolongado período de suspensão de negociação não integrarão o Ibovespa.

O cálculo do Ibovespa é o somatório dos pesos (quantidade teórica da ação multiplicada pelo último preço da mesma) das ações integrantes de sua carteira teórica. Dessa forma, pode ser apurado, a qualquer momento, por meio da seguinte fórmula:

$$Ibovespa_t = \sum_n^P Pi,t * Qi,t \quad (3.22)$$

onde:

Ibovespa_t = Índice Bovespa no instante t

n = número total de ações componentes da carteira teórica

P = último preço da ação "i" no instante t

Q = quantidade teórica da ação "i" na carteira no instante t

Caso ocorra suspensão de uma ação componente, o índice utilizará o preço do último negócio registrado em bolsa, até que a normalidade das negociações do papel seja retomada. A Bovespa (2009) destaca ainda que não havendo liberação para negociação por 50 dias, a

contar da data da suspensão, ou em caso de ausência de perspectivas de reabertura dos negócios ou de rebalanceamento da carteira, a ação será excluída da carteira. Nesse contexto, haverá ajustes necessários para que se tenha a continuidade do índice.

3.2.2.3 Retorno das carteiras

A partir do cálculo do retorno mensal de cada ação foram construídas carteiras, mesmo que o teste do CAPM seja mais consistente com um maior número de títulos. Pois segundo Elton *et al.* (2004) a suposição de que os resíduos (e_{it} , e_{jt}) são independentes não é verificada. Para atenuar o problema, então, é necessário fazer a regressão com séries temporais com a utilização de carteiras.

A vantagem do uso de carteiras se dá pela redução do risco diversificável, possibilitando assim, chances maiores de se captar a relação entre o risco sistemático e os excessos de retorno. O risco diversificável diminui porque a variância do resíduo utilizando carteiras incorpora o impacto de quaisquer interdependências em dados de corte. Além disso, o número de regressões estimadas em séries temporais é bastante reduzido com a utilização de carteiras.

Então, a partir do cálculo dos retornos de cada ativo foi possível calcular o retorno das vinte carteiras construídas, com cinco ações em cada uma. Entende-se que cinco ações em cada carteira são suficientes no caso do Brasil. Isso pela elevada concentração de negócios em poucas ações.

O critério para formar as carteiras foi alocar os ativos dos mais líquidos para os menos líquidos em cada um dos sub-períodos de cinco anos estudados. É importante salientar que não há na literatura um critério único para a formação das carteiras nos modelos do CAPM, podendo ser por liquidez, setor de atividade, beta, tamanho da empresa, etc. Ou seja, varia de pesquisador para pesquisador, dependendo do seu objetivo na pesquisa.

Entretanto, cabe ressaltar que quanto menor a correlação dos ativos melhor para a formação dos portfólios, pois é reduzido o risco diversificável. É possível obter as correlações, visualizando a carteira ideal, através dos cálculos de otimização, assunto que não é o foco da discussão do presente trabalho.

Preferiu-se a liquidez em razão da grande concentração do mercado de capitais brasileiro, sendo praticamente irrelevante o número de negócios de algumas ações. Dessa forma, quer se testar o modelo no grupo dos ativos mais líquidos da Bovespa.

Quanto ao peso, foram atribuídos pesos iguais aos ativos para que o retorno de nenhum título prevalecesse sobre os outros papéis da carteira. O retorno das carteiras é calculado segundo Assaf (2008) da seguinte forma:

$$R_p = \sum_{j=1}^n R_j \times W_j \quad (3.23)$$

onde,

R_p representa o retorno da carteira p;

W_j representa a participação do capital de investido na ação j;

n é o número total de ativos que estão na carteira;

R_j o retorno esperado do ativo j.

3.2.2.4 Retornos médios e Betas das carteiras

Para o cálculo do segundo passo da regressão do CAPM ainda são calculados o retorno médio mensal de cada carteira e o beta das mesmas. Para o cálculo do retorno médio mensal de cada portfólio utiliza-se a seguinte fórmula:

$$\bar{R} = \frac{\sum R_{pt}}{T} \quad (3.24)$$

onde,

\bar{R} representa o retorno médio mensal (t) da carteira p;

R_{pt} representa o retorno da carteira p na data mensal (t);

T representa o número de observações mensais;

O cálculo do beta se dará de acordo com a estimativa da regressão no primeiro passo visto na metodologia, na equação 3.8.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad (3.25)$$

Mas com a diferença que no caso de betas de carteira a equação e o cálculo ficam da seguinte forma:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p(R_{mt} - R_{ft}) + e_t \quad (3.26)$$

onde,

β_p é o beta da carteira p;

α_p é o intercepto da equação do carteira p;

$R_{pt} - R_{ft}$ é o retorno em excesso da carteira p;

$R_{mt} - R_{ft}$ é o retorno em excesso do mercado;

e_t é o erro da regressão;

3.3 TESTES UTILIZADOS

Os testes estatísticos serão utilizados para avaliar a validade dos resultados encontrados nas estimativas do primeiro e segundo passos. Tais testes são feitos para avaliar a adesão às hipóteses clássicas de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

3.3.1 Primeiro passo

No primeiro passo, serão estimados os betas das carteiras para posterior uso no segundo passo como variável independente. Para validar o uso de MQO, na estimativa do beta

através das séries temporais dos retornos em excesso das carteiras e do excesso do retorno da carteira de mercado, será feito o teste de estacionariedade. Além do mais, será calculado a significância dos parâmetros estimados a partir dos testes t e F e o ajustamento da reta através dos coeficientes de determinação R^2 e R^2 ajustado para verificar o quanto o excesso da carteira mercado influencia no excesso de retorno de cada carteira. Também será feito o teste de autocorrelação dos resíduos, a partir do teste de Durbin-Watson (DW).

Segundo Gujarati (2000) o teste de estacionariedade para verificar se as séries temporais são estacionárias ou não é o Augmented Dickey-Fuller (ADF). O teste ADF tem a seguinte forma geral:

$$\Delta y_t = \beta_t + \beta_{2t} + \delta y_{t-1} + a_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.27)$$

onde,

β_t é a tendência;

e_t é um ruído branco (média zero, variância constante e sem autocorrelação serial);

As hipóteses do teste são:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 1$$

A aceitação da hipótese nula sinaliza que existe raiz unitária.

Caso as variáveis não sejam estacionárias em nível, utiliza-se o teste ADF em primeira diferença para verificar a ordem de integração da série. Na eventualidade de não se descobrir estacionariedade em primeira diferença, efetua-se o teste em mais diferenças até encontrar a ordem de integração.

O teste é realizado com a utilização da estatística τ (tau), na qual os valores críticos de acordo com Gujarati (2000) foram tabulados por Dickey e Fuller, através de simulações de Monte Carlo. No entanto, em razão das tabelas não serem totalmente adequadas, MacKinnon ampliou essas também com simulações de Monte Carlo.

Assim, caso o valor calculado da estatística τ (sendo em $|\tau|$) exceder os valores críticos absolutos τ ADF ou de MacKinnon-ADF, não é rejeitada a hipótese de estacionariedade da série temporal. Por outro lado, se estatística τ for menor que o valor crítico diz-se a série é não-estacionária.

No que se refere ao teste t (da distribuição t de student), de acordo com Wooldridge (2006), é feito testando hipóteses, uma nula e outra alternativa, escolhendo um nível de significância - normalmente utiliza-se os níveis de 1%, 5% e 10% -, para determinar um valor crítico. Ao determinar o valor crítico, o valor da estatística t é comparado ao crítico, sendo a hipótese nula rejeitada ou não, ao nível de significância especificado. Da mesma forma do teste tau (τ) citado anteriormente, a hipótese nula é rejeitada quando essa exceder o valor crítico contido na tabela t de *student*.

Embora a robustez do teste seja verificada definindo a priori níveis de significância como 1%, 5% e 10%, Wooldridge (2006) coloca que existe a possibilidade de se obter, a partir da estatística t observada, o menor nível de significância que a hipótese nula (ou zero) pode ser rejeitada. Esse menor nível é denominado *p*-valor do teste, também conhecido como poder do teste. O *p*-valor de acordo com Gujarati (2000) é a probabilidade de rejeitar a hipótese verdadeira, também conhecida como a probabilidade exata de incorrer no erro tipo I.

Quanto ao grau de ajuste da reta, utilizam-se os coeficientes de determinação R^2 e R^2 ajustado. O R^2 em uma regressão, de acordo com Stock e Watson (2004) é a parcela da amostra da variável independente explicada pela variável independente. Em outras palavras, é a soma dos quadrados explicada (SQE), dividida pela soma dos quadrados total (SQT).

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\hat{Y}_i - \bar{Y} \right)^2}{\sum_{i=1}^n \left(Y_i - \bar{Y} \right)^2} = \frac{SQE}{SQT} \quad (3.28)$$

A soma dos quadrados total é $SQT = SQE + SQR$ e, portanto, alternativamente, pode-se escrever a fórmula de colocando a soma dos quadrados dos resíduos (SQR).

$$R^2 = 1 - \frac{SQR}{SQT} \quad (3.29)$$

onde,

$$SQR = \sum_{i=1}^n u_i^2 \quad (3.30)$$

u_i é o resíduo.

Já R^2 ajustado, ou \bar{R}^2 é uma versão modificada do R^2 do ponderado, objetivando não aumentar quando um novo regressor é incluído. A fórmula é a seguinte:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \frac{SQR}{SQT} \quad (3.31)$$

Essa equação mostra que o R^2 é ajustado tanto pelos graus de liberdade como pelo SQR e SQT.

Em relação ao teste F, coloca-se que é um teste global, que utiliza-se da distribuição qui-quadrado. A lógica é a mesma do teste t, mas com a diferença que é um teste de significância para todas as variáveis e não para variáveis individualmente como o teste t. Segundo Soares e Castelar (2003) tem-se a seguinte equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + e_i \quad (3.25)$$

Seguida da seguinte fórmula e hipóteses de teste;

$$F = \frac{R^2 / (k-1)}{(1-R^2) / (n-k)} \sim F_{(k-1, n-k) gl} \quad (3.32)$$

onde,

k é o número de variáveis explicativas;

n é o tamanho da amostra.

E as hipóteses são:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{pelo menos um dos } \beta' s \neq 0$$

3.3.2 Segundo passo

No segundo passo, também será utilizado MQO para fazer as regressões de cada um dos três períodos avaliados. A validade do modelo será comprovada a partir dos testes de significância dos estimadores (t e F), do grau de ajuste da reta, de heterocedasticidade e de autocorrelação. Os testes de significância e de ajuste da reta seguem

a linha do referido no primeiro passo. A hipótese de heterocedasticidade será diagnosticada a partir do teste de White.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 ANÁLISE DA CONJUNTURA DO PERÍODO

O período selecionado é o de maior estabilidade econômica brasileira, pois o primeiro de julho de 1994 foi o lançamento do plano real. Esse plano levou a estabilidade de preços da economia brasileira. Isso é ilustrado no gráfico 1 abaixo. Observa-se que a oscilação da série diária do Ibovespa foi bastante reduzida após o plano real em julho de 1994.

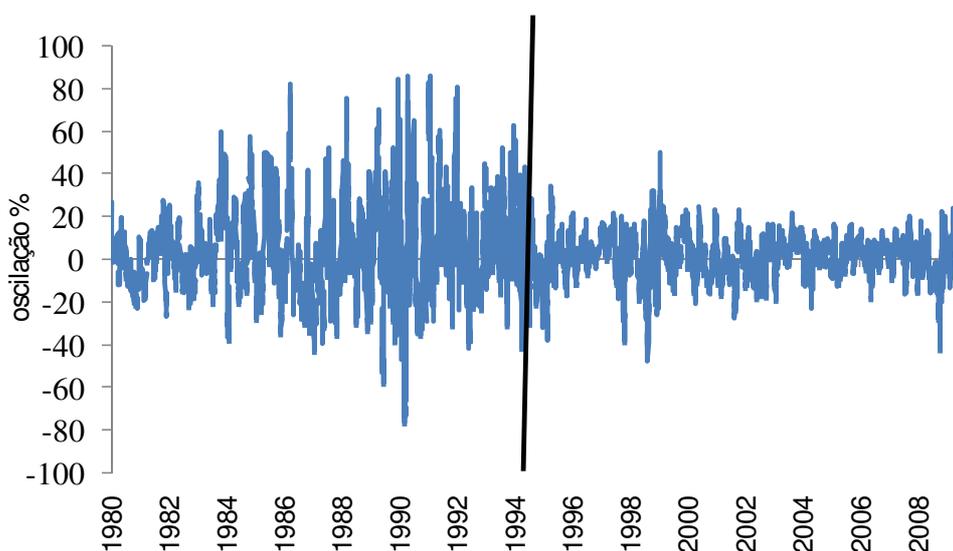


Gráfico 1. Oscilação percentual diária do Ibovespa no período de junho de 1980 a junho de 2009 deflacionada pelo IGP-DI.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

Mas mesmo o período selecionado para pesquisa sendo o de maior estabilidade da economia do Brasil, consegue-se ver diferenças significativas, quando separa-se a amostra em sub-períodos de cinco anos. Os três sub-períodos escolhidos foram: I) 30 de junho de 1994 a 30 de junho de 1999; II) 30 de junho de 1999 a 30 de junho de 2004; e III) 30 de junho de 2004 a 30 de junho de 2009. Campell (1997) coloca que a utilização de 60 meses (ou 5 anos) é o período mais comum utilizado na literatura, na medida em que é mais consistente para os testes.

Ademais, cabe destacar os apontamentos feitos por Brooks (2008) em relação a alguns problemas importantes envolvendo séries financeiras. O autor destaca três problemas: I) o valor do índice de mercado varia de acordo com os fundamentos macroeconômicos; II) o valor das séries varia conforme os dividendos anunciados; III) o valor da taxa de câmbio aumenta com a elevação do déficit na conta de transações correntes do balanço de pagamentos. É possível observar nos dois gráficos abaixo, relativos à taxa de câmbio brasileira, que a divisa teve comportamento bastante distinto nos três períodos, tanto em relação a sua oscilação quanto no seu preço, confirmando as colocações de Brooks (2008).

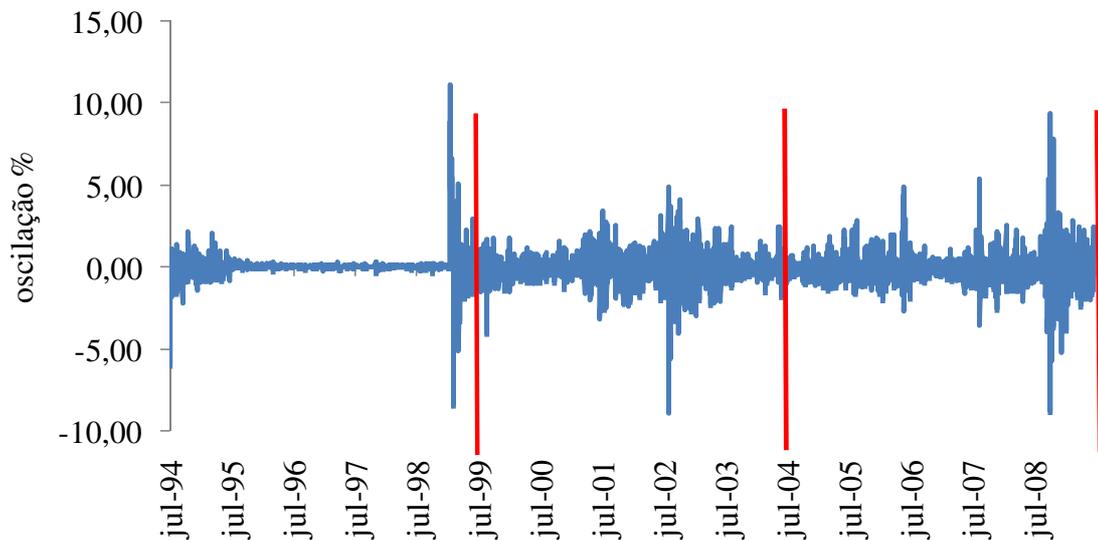


Gráfico 2. Oscilação percentual diária da Taxa de Câmbio (R\$/US\$) no período de junho de 1994 a junho de 2009.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

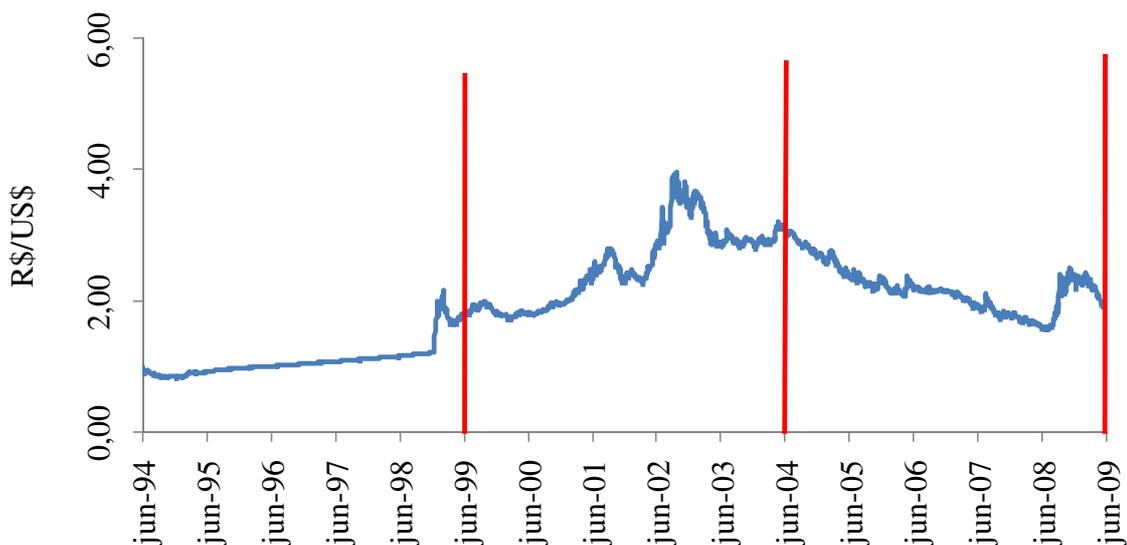


Gráfico 3. Evolução diária da Taxa de Câmbio (R\$/US\$) no período de 30 junho de 1994 a 30 de junho de 2009.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

De acordo com os gráficos 1, 2 e 3 e pelos fatos estilizados que são colocados abaixo, justifica-se a separação da análise em sub-períodos para a economia brasileira, pois os fundamentos macroeconômicos do Brasil mudaram consideravelmente no período. Isso fez com que a economia do país tivesse mais força para enfrentar crises em âmbito mundial. O grande exemplo de fundamentos mais robustos da economia do país para suportar crises, foi o recente colapso imobiliário norte-americano que levou a uma grave instabilidade financeira mundial.

Na presente pesquisa não foram consideradas mudanças estruturais pontuais e, sim modificações ao longo de cada um dos três sub-períodos de cinco anos.

Entre os fatos estilizados que afetaram o mercado financeiro global referentes aos três sub períodos podemos destacar:

- 1) 1994-1999: crise mexicana (1995), crise dos tigres asiáticos (1997), crise russa (1998), maxidesvalorização da moeda brasileira (1999);
- 2) 1999-2004: maxidesvalorização da moeda brasileira (1999); estouro da Nasdaq nos EUA (2000); atentados nos EUA (2001); eleição do presidente Lula (2002); crise argentina (2001-2002) crescimento econômico mais vigoroso (2003); possibilidade de aumento da taxa de juros nos EUA (2004);
- 3) 2004-2009: crescimento econômico puxado pelos países emergentes (2004-2008); grau de investimento do Brasil (2008); crise imobiliária nos EUA (2007-2009); crise financeira mundial (2008-2009); elevação dos preços das commodities (2004-2008).

Esses fatos podem ser visualizados no gráfico 4. Entre 1994 e 1999 as oscilações do Ibovespa foram maiores em função dos fundamentos macroeconômicos do Brasil serem frágeis e do número mais elevados de crises cambiais e financeiras nos países citados acima. Contudo, as variações da taxa de câmbio, demonstradas nos gráficos 2 e 3, são menores nesse período em razão da política cambial ser de manutenção da taxa fixa ou flutuando em bandas. Essa política, juntamente com a abertura comercial e uma política monetária contracionista, foi uma das âncoras da política de estabilização da economia brasileira.

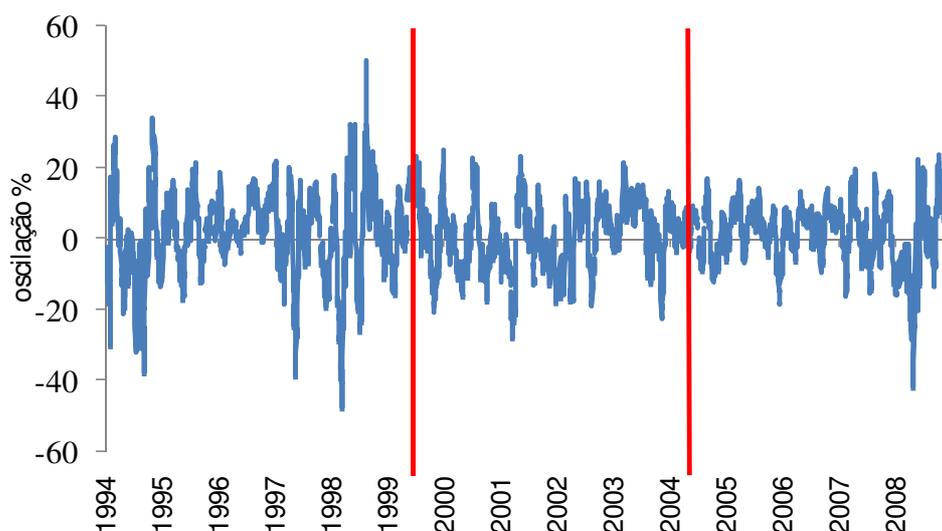


Gráfico 4. Oscilação percentual diária do Ibovespa no período de junho de 1994 à junho de 2009 deflacionada pelo IGP-DI.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

De 1999-2004 as crises foram mais “especulativas”. Excluindo, janeiro de 1999, da má desvalorização do real, podem-se citar como exemplos a bolha das empresas pontocom nos EUA e fraude em balanços das empresas do mesmo país no ano 2000. E no caso brasileiro a eleição presidencial em 2002. A especulação envolvia o nome do hoje presidente Lula, pois o mercado vislumbrava a possibilidade uma mudança radical na condução da política econômica brasileira, pautada até o momento no tripé: superávit primário, metas de inflação e taxa de câmbio flutuante.

De 2004-2009, excluindo a metade de 2008 até abril de 2009, viu-se um período de crescimento da economia mundial, puxado principalmente pelos países emergentes. Destacando a retomada do crescimento da economia brasileira e o alcance do “selo de qualidade”, o chamado grau de investimento dado para países com bons indicadores econômicos, sobretudo, de controle da dívida pública.

Pode-se observar nas tabelas do apêndice a evolução dos principais indicadores macroeconômicos do país.

A melhora da economia brasileira fez com que a liquidez aumentasse, favorecendo a migração do capital estrangeiro para países com indicadores econômicos mais sólidos, caso do Brasil. Isso resultou em volume um negociado do Ibovespa bem mais elevado de 1995 para 2008, conforme podemos ver no gráfico 5.

Em 1995, o volume financeiro negociado com ações do Ibovespa, foi de R\$ 45,9 bilhões. Em 2008, o número passou para R\$ 1,19 trilhão, representando um aumento nominal de 2.501%. Deflacionando pelo IGP-DI, encontra-se um aumento real de 939%. Isso é reflexo, sobretudo, da maior estabilidade macroeconômica brasileira e pela economia mundial ter crescido continuamente nos últimos anos.

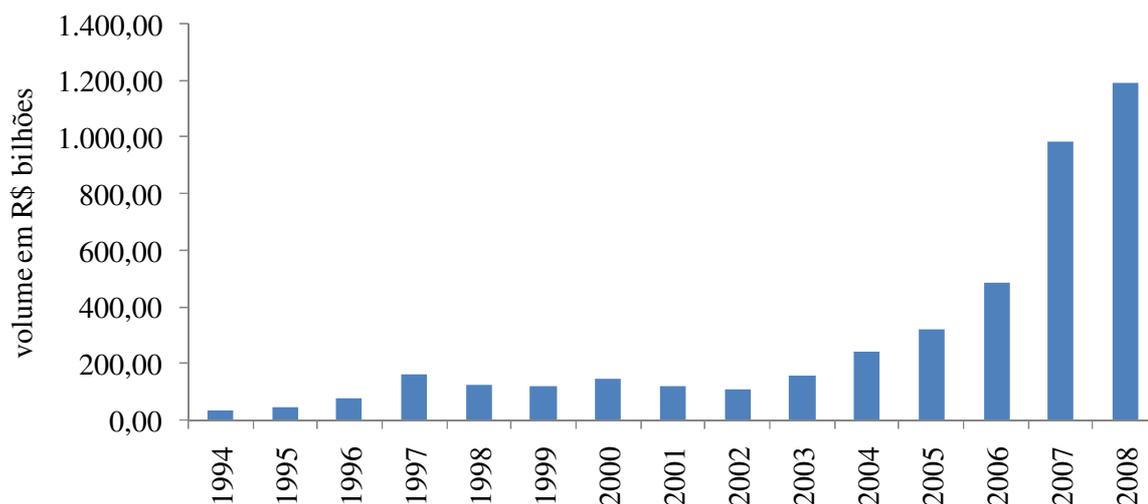


Gráfico 5. Volume financeiro dos títulos do Ibovespa em R\$ bilhões de 1994 à 2008.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

Cabe destacar também que essa mudança da economia brasileira influenciou na modificação na carteira do Ibovespa. Observa-se na tabela 1 que em 1994, 1999 e 2004 os setores mais representativos eram telecomunicações e energia elétrica. Já em 2009, visualiza-se que o índice ainda é concentrado, mas menos do que nos períodos anteriores. Petróleo e Gás, Mineração, Siderurgia e Metalurgia e Finanças e Seguros são os principais.

Tabela 1. Carteira do Ibovespa classificada por setor nos meses de maio a agosto nos anos de 1994, 1999, 2004 e 2009.

| Setores - Classificação Econômica | Participação percentual no Ibovespa | | | |
|-----------------------------------|-------------------------------------|---------------|---------------|---------------|
| | 1994 | 1999 | 2004 | 2009 |
| Agropecuária e Pesca | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Alimentos e Bebidas | 1,42 | 0,79 | 2,60 | 4,37 |
| Comércio | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 3,72 |
| Construção | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 2,74 |
| Eletroeletrônicos | 0,82 | 0,11 | 0,00 | 0,00 |
| Energia Elétrica | 24,02 | 18,11 | 12,70 | 6,90 |
| Finanças e Seguros | 7,63 | 7,98 | 7,77 | 18,65 |
| Fundos | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Minerais não Metálicos | 0,46 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Mineração | 5,46 | 2,97 | 4,63 | 14,02 |
| Máquinas Industriais | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Outros | 1,68 | 1,85 | 5,51 | 5,41 |
| Papel e Celulose | 0,94 | 0,44 | 2,71 | 1,93 |
| Petróleo e Gás | 8,86 | 10,23 | 11,71 | 20,26 |
| Química | 1,98 | 0,47 | 1,10 | 0,92 |
| Siderurgia e Metalurgia | 5,47 | 1,80 | 10,34 | 13,19 |
| Software e Dados | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Telecomunicações | 40,67 | 55,25 | 38,19 | 3,72 |
| Textil | 0,22 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Transporte Serviços | 0,06 | 0,00 | 0,00 | 3,60 |
| Veículos e peças | 0,31 | 0,00 | 2,75 | 0,58 |
| Total | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 |

Fonte: Econômica e Bovespa (2009)

Elaboração: do autor

Em resumo, o que pode-se analisar no período selecionado para fazer as regressões é que a economia brasileira está com indicadores macroeconômicos melhores, o volume de negócios na bolsa do Brasil aumentou consideravelmente e a carteira de mercado também se modificou, ficando menos concentrada do que nos períodos anteriores. Isso pode ser um dos fatores que influencie nas estimativas, ainda mais levando-se em contas as críticas de Roll, que a carteira de mercado é mal especificada.

Nesse ambiente, coloca-se nos gráficos 6, 7 e 8 uma visualização da relação entre o beta e o retorno de cada ativo selecionado para compor as carteiras nos sub-períodos mencionados. Com isso, já se tem uma boa aproximação do CAPM tradicional para as carteiras.

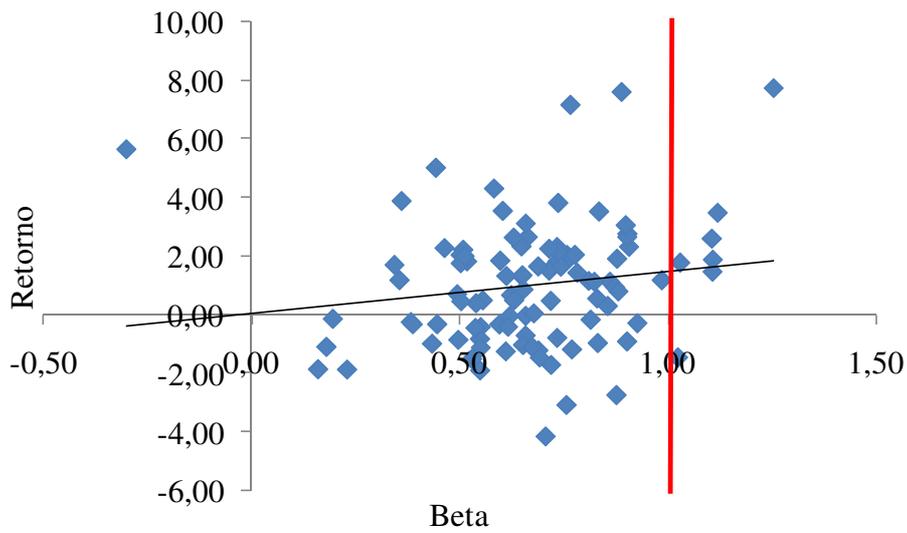


Gráfico 6. Relação entre o Beta e o Retorno das ações 100 ações de maior liquidez no período de 30 junho de 1994 a 30 de junho de 1999.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Económica.

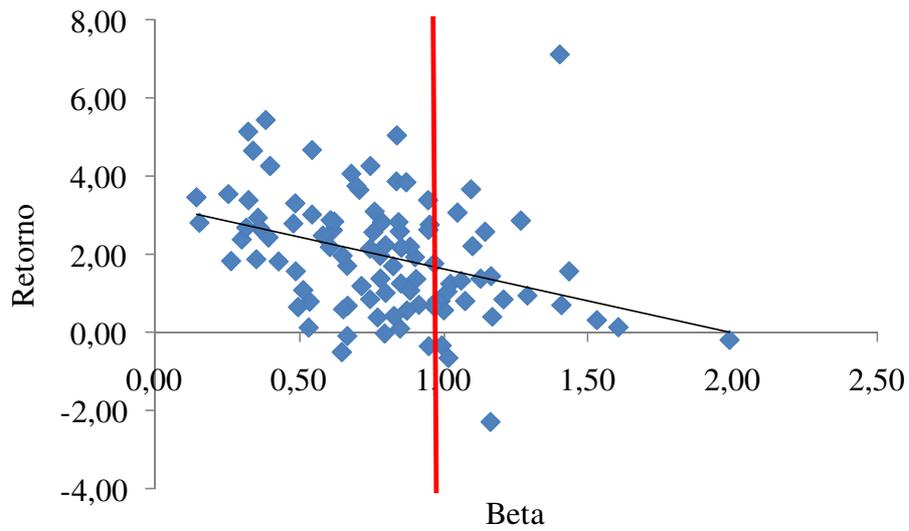


Gráfico 7. Relação entre o Beta e o Retorno das ações 100 ações de maior liquidez no período de 30 junho de 1999 a 30 de junho de 2004.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Económica.

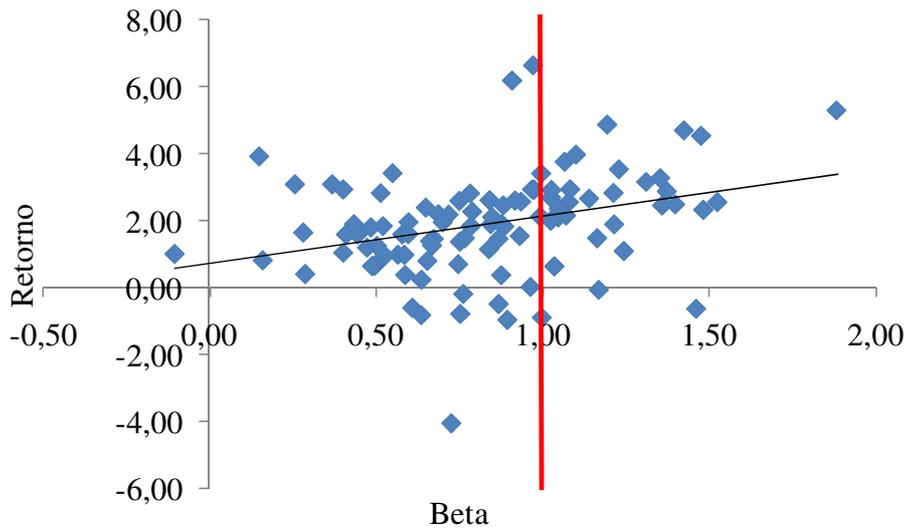


Gráfico 8. Relação entre o Beta e o Retorno das ações 100 ações de maior liquidez no período de 30 junho de 2004 a 30 de junho de 2009.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

Nos gráficos 6, 7 e 8 visualiza-se também, assim como nos gráficos do Ibovespa e da taxa de câmbio, características distintas entre os três sub-períodos. Pode se ver que no gráfico 8, ativos com beta maior do que 1 são mais presentes do que nos dois períodos anteriores. Isso é explicado pelo aumento da liquidez (gráfico 5) e pela mudança de carteira de mercado (tabela 1) que está menos concentrada. Isso tudo relacionado às modificações macroeconômicas do país.

A partir dos gráficos acima, dos períodos (1994 - 1999) e (2004 - 2009) observa-se que existe uma aproximação do CAPM básico. Já no período de 1999 a 2004, não é possível ver relação linear e positiva entre o retorno e beta dos ativos.

Na próxima seção ver-se-á, então, os resultados das estimativas do CAPM tradicional para carteiras no Brasil de modo a verificar a validade do modelo nos sub-períodos selecionados.

4.2 RESULTADOS

Os resultados do CAPM mostraram que o período de maior aderência do CAPM básico foi o de 1994 - 1999. De 2004 - 2009 também houve uma aproximação, mas menor do

que o primeiro. Já no sub-período de 1999 – 2004 não é possível verificar a validade do modelo estimado.

4.2.1 Sub-período (jun./1994-jun./1999)

4.2.1.1 Testes do Primeiro Passo

No primeiro passo foi realizado o teste de raiz unitária (ADF) para o sub-período de 1994 a 1999 de modo a visualizar a estacionariedade das séries dos retornos médios das carteiras menos o retorno do ativo livre de risco.

Tabela 2. Teste ADF de raiz unitária em nível e com intercepto no sub-período de jun./1994 a jun./1999.

| Carteiras | Nº de defasagens | t-statistic | valor crítico* | Probabilidade | Ordem de Integração |
|-----------|------------------|-------------|----------------|---------------|---------------------|
| Mercado | 0 | -8,152976 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 1 | 0 | -9,018732 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 2 | 0 | -7,190243 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 3 | 0 | -7,059751 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 4 | 0 | -7,241237 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 5 | 0 | -7,244876 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 6 | 0 | -6,946570 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 7 | 0 | -7,029492 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 8 | 0 | -7,469482 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 9 | 0 | -5,295276 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 10 | 0 | -7,418939 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 11 | 0 | -7,647855 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 12 | 0 | -7,485973 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 13 | 0 | -5,926876 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 14 | 0 | -8,071267 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 15 | 0 | -5,976940 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 16 | 0 | -7,102427 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 17 | 0 | -6,518204 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 18 | 0 | -7,586408 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 19 | 0 | -7,296224 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 20 | 0 | -7,127665 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |

* 1%de significância

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Nota: Hipótese nula: existência de raiz unitária

Na tabela 2 observa-se que todas as séries temporais dos retornos das carteiras são estacionárias em nível e, portanto, pode-se utilizar essas para estimar os betas no primeiro passo da metodologia de estimativa do modelo do CAPM.

Tabela 3. Estimativa dos parâmetros β e α e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 a jun./1999.

| Carteiras | Beta | | | Intercepto | | |
|-----------|---------|---------|---------|------------|---------|---------|
| | β | teste t | p-valor | α | teste t | p-valor |
| 1 | 1,042 | 19,971 | 0,000 | 0,342 | 0,544 | 0,589 |
| 2 | 0,875 | 9,377 | 0,000 | 0,654 | 0,582 | 0,563 |
| 3 | 0,691 | 9,234 | 0,000 | -0,148 | -0,164 | 0,870 |
| 4 | 0,803 | 10,533 | 0,000 | -1,135 | -1,236 | 0,221 |
| 5 | 0,907 | 10,094 | 0,000 | -0,616 | -0,570 | 0,571 |
| 6 | 0,745 | 8,030 | 0,000 | -2,040 | -1,827 | 0,073 |
| 7 | 0,712 | 7,933 | 0,000 | -0,554 | -0,512 | 0,611 |
| 8 | 0,728 | 19,971 | 0,000 | -1,149 | 0,544 | 0,194 |
| 9 | 0,644 | 7,535 | 0,000 | -1,131 | -1,098 | 0,277 |
| 10 | 0,759 | 8,583 | 0,000 | 0,358 | 0,336 | 0,738 |
| 11 | 0,584 | 5,520 | 0,000 | -1,434 | -1,126 | 0,265 |
| 12 | 0,678 | 7,529 | 0,000 | -2,639 | -2,435 | 0,018 |
| 13 | 0,579 | 5,774 | 0,000 | -1,742 | -1,442 | 0,155 |
| 14 | 0,505 | 5,271 | 0,000 | -1,404 | -1,217 | 0,228 |
| 15 | 0,749 | 5,022 | 0,000 | 0,747 | 0,416 | 0,679 |
| 16 | 0,702 | 6,312 | 0,000 | -1,406 | -1,050 | 0,298 |
| 17 | 0,600 | 5,079 | 0,000 | -0,505 | -0,355 | 0,724 |
| 18 | 0,357 | 3,012 | 0,000 | -1,675 | -1,173 | 0,246 |
| 19 | 0,514 | 4,558 | 0,000 | -2,577 | -1,896 | 0,063 |
| 20 | 0,673 | 6,062 | 0,000 | -1,741 | -1,302 | 0,198 |

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Na tabela 3 visualiza-se que os betas estimados são positivos e maiores que zero a 1% de significância. Portanto, podem ser utilizados como variável independente na regressão do segundo passo.

4.2.1.2 Testes do Segundo Passo e Regressão do CAPM

No segundo passo são realizados os testes relativos aos dados em *cross-section*. Mostra-se as regressões estimadas e a interpretação da validade ou não do modelo tradicional do CAPM para o respectivo período.

E para testar a validade do modelo são estimadas quatro regressões, conforme Fama e MacBeth (1973). Em todas as equações encontradas são estimados o beta e o retorno médio das carteiras. Além do mais, são adicionados outros fatores conjuntamente. Segue abaixo as quatro regressões que serão estimadas:

Quadro 1. Regressões estimadas no segundo passo.

| |
|---|
| 1º Regressão: $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t$ |
| 2º Regressão: $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + v_t$ |
| 3º Regressão: $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ |
| 4º Regressão: $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ |

Fonte: Elton *et al.* (2004)

Elaboração: do autor

Nessas regressões, vale a pena recordar, como já visto na seção referente a metodologia, quais são os coeficientes esperados e as hipóteses do modelo, tais como seguem abaixo no quadro 2.

Quadro 2. Coeficientes esperados e suposições.

| Coeficientes esperados | Suposições |
|-------------------------|--|
| $\hat{\gamma}_{0i} = 0$ | 1. $\hat{\gamma}_{0i} = 0$, significa que o mercado está em equilíbrio, validando o CAPM. |
| $\hat{\gamma}_{1t} > 0$ | 2. $\hat{\gamma}_{1t} > 0$, significa que a relação entre o beta e o retorno é positiva. |
| $\hat{\gamma}_{2t} = 0$ | 3. $\hat{\gamma}_{2t} = 0$, significa que a relação entre o beta e o retorno é linear. |
| $\hat{\gamma}_{3t} = 0$ | 4. $\hat{\gamma}_{3t} = 0$, significa que o mercado é um jogo justo. |

Fonte: elaborado pelo autor.

No gráfico 9 abaixo, observa-se que existe uma tendência de aumento do retorno a medida em que o beta se eleva.

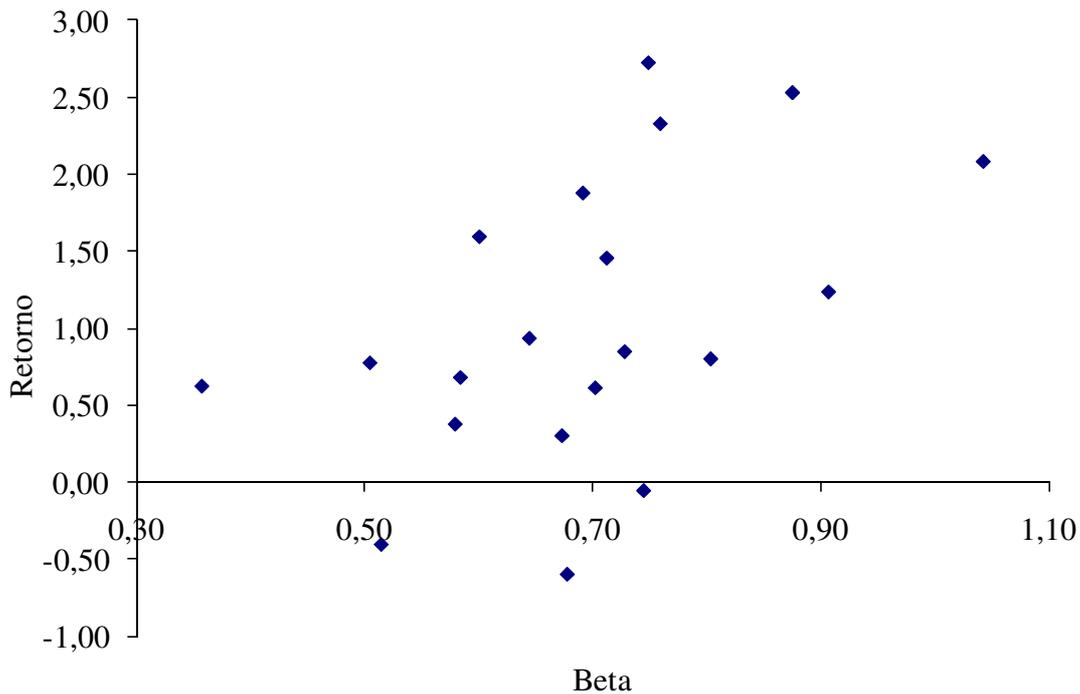


Gráfico 9. Relação entre o Beta e o Retorno das 20 carteiras selecionadas no período de 30 junho de 1994 a 30 de junho de 1999.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

Pode-se observar no quadro 3 que o CAPM básico é válido para o período de junho de 1994 a junho de 1999. Contudo, com baixo poder de explicação. Mostra também, que o intercepto não é significativamente diferente, indicando que o mercado está em equilíbrio. Além disso, foi feito o teste de heterocedasticidade. O teste de White mostra que é aceita a hipótese de homocedasticidade.

Quadro 3. Teste de White para a regressão 1 no período de jun./1994 – jun./1999.

| | | | |
|--------------------------------------|----------|---------------|----------|
| F-estatístico | 0,811305 | Probabilidade | 0,460706 |
| Obs*R ² | 1,742623 | Probabilidade | 0,418403 |
| Ho: ausência de heterocedasticidade. | | | |
| H1: existe heterocedasticidade. | | | |

Fonte: Teste realizado pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Os quadros 1A, 2A e 3A (em anexo), mostram que existe uma relação linear entre o beta e o retorno das carteiras e que o resíduo, apesar de aumentar o poder de explicação não é significativo a 10% de significância.

Quadro 4. Regressão 1 e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 – jun./1999.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-----------------------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | |
| Coefficiente | -1,047590 | 3,007408 | |
| Teste t | -1,170470 | 2,379623 | |
| p-valor | 0,2571 | 0,0286 | |
| | | | |
| Teste F | 5,662607 | R² | 0,239306 |
| p-valor | 0,028597 | R² ajustado | 0,197045 |
| DW | 1,807518 | | |

Fonte: Regressão e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Em resumo, as regressões mostram que o modelo é válido para o período, mas com baixo poder de explicação.

4.2.2 Sub-período (jun./1999-jun./2004)

4.2.2.1 Testes do Primeiro Passo

No primeiro passo foi realizado o teste de raiz unitária (ADF) para o sub-período de 1999 a 2004 de modo a visualizar a estacionariedade das séries dos retornos médios das carteiras menos o retorno do ativo livre de risco.

Tabela 4. Teste ADF de raiz unitária em nível e com intercepto no sub-período de jun./1999 a jun./2004

| Carteiras | Nº de defasagens | t-statistic | valor crítico* | Probabilidade | Ordem de Integração |
|-----------|------------------|-------------|----------------|---------------|---------------------|
| Mercado | 0 | -6,809986 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 1 | 0 | -7,522278 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 2 | 0 | -6,361448 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 3 | 0 | -6,910565 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 4 | 0 | -6,914168 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 5 | 0 | -6,949518 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 6 | 0 | -6,442405 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 7 | 0 | -6,517788 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 8 | 0 | -8,139470 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 9 | 0 | -6,306914 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 10 | 0 | -6,683460 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 11 | 0 | -5,909047 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 12 | 0 | -7,997537 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 13 | 0 | -6,179303 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 14 | 0 | -5,880120 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 15 | 0 | -7,239669 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 16 | 0 | -6,848525 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 17 | 0 | -6,132585 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 18 | 0 | -6,024857 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 19 | 0 | -5,411836 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 20 | 0 | -6,364127 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |

* 1%de significância

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Nota: Hipótese nula: existência de raiz unitária

Na tabela 4, observa-se que todas as séries temporais dos retornos das carteiras são estacionárias em nível e, portanto, pode-se utilizar essas para estimar os betas no primeiro passo da metodologia de estimativa do modelo do CAPM.

Tabela 5. Estimativa dos parâmetros β e α e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 a jun./2004.

| Carteiras | Beta | | | Intercepto | | |
|-----------|---------|---------|---------|------------|---------|---------|
| | β | teste t | p-valor | α | teste t | p-valor |
| 1 | 1,232 | 19,550 | 0,000 | 0,473 | 0,812 | 0,420 |
| 2 | 1,065 | 12,030 | 0,000 | 0,500 | 0,612 | 0,543 |
| 3 | 0,948 | 18,952 | 0,000 | 1,001 | 2,164 | 0,035 |
| 4 | 0,849 | 11,388 | 0,000 | 1,963 | 2,851 | 0,006 |
| 5 | 1,103 | 19,661 | 0,000 | 1,265 | 2,440 | 0,018 |
| 6 | 1,059 | 11,822 | 0,000 | 0,794 | 0,959 | 0,341 |
| 7 | 0,927 | 11,127 | 0,000 | 2,186 | 2,839 | 0,006 |
| 8 | 0,663 | 9,768 | 0,000 | 0,985 | 1,569 | 0,122 |
| 9 | 0,743 | 9,500 | 0,000 | 1,930 | 2,668 | 0,010 |
| 10 | 1,019 | 11,140 | 0,000 | 0,247 | 0,292 | 0,771 |
| 11 | 0,709 | 11,591 | 0,000 | 1,841 | 3,258 | 0,002 |
| 12 | 0,940 | 11,915 | 0,000 | 0,097 | 0,133 | 0,894 |
| 13 | 0,847 | 8,488 | 0,000 | 0,249 | 0,270 | 0,788 |
| 14 | 0,966 | 10,261 | 0,000 | 2,953 | 3,393 | 0,001 |
| 15 | 0,504 | 6,910 | 0,000 | 1,076 | 1,596 | 0,116 |
| 16 | 0,628 | 6,936 | 0,000 | 2,011 | 2,403 | 0,020 |
| 17 | 0,634 | 5,624 | 0,000 | 0,560 | 0,538 | 0,593 |
| 18 | 0,794 | 11,551 | 0,000 | 0,552 | 0,869 | 0,389 |
| 19 | 0,643 | 8,027 | 0,000 | 0,374 | 0,505 | 0,615 |
| 20 | 0,785 | 6,816 | 0,000 | 1,660 | 1,560 | 0,124 |

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Na tabela 5 visualiza-se que os betas estimados são positivos e maiores que zero a 1% de significância. Portanto, podem ser utilizados como variável independente na regressão do segundo passo.

4.2.2.2 Testes do Segundo Passo e Regressão do CAPM

No segundo passo são realizados os testes relativos aos dados em cross-section, mostra-se as regressões estimadas e interpretação da validade ou não do modelo tradicional do CAPM para o respectivo período.

No gráfico 10 abaixo, observa-se que não existe uma tendência de aumento do retorno a medida em que o beta se eleva.

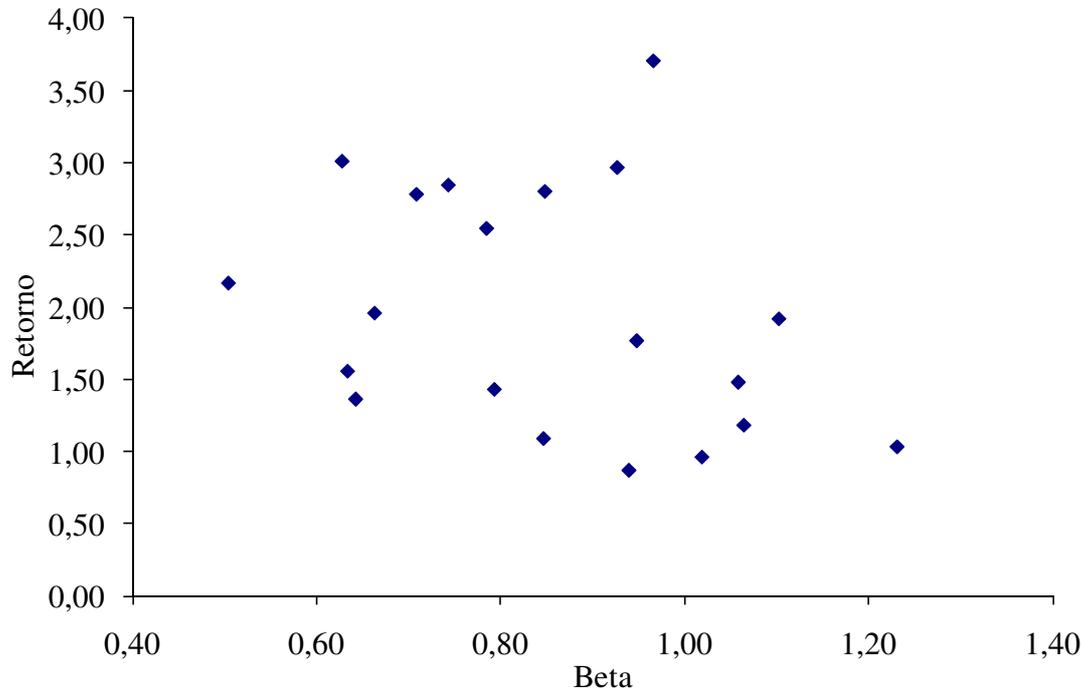


Gráfico 10. Relação entre o Beta e o Retorno das 20 carteiras selecionadas no período de 30 junho de 1999 a 30 de junho de 2004.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

Pode-se observar no quadro 5 que o CAPM básico não é válido para o período de junho de 1999 a junho de 2004. Isso porque a relação entre o beta e retorno é negativa e o intercepto é significativamente diferente de zero. Os quadros 4A, 5A e 6A (em apêndice), mostram que a variância residual também não explica o modelo.

Um dos motivos que pode explicar a não validade do modelo é a elevada variação cambial no período (ver gráficos 2 e 3). A outra explicação em linha com a crítica de Roll sobre a carteira de mercado. Nesse período, o Ibovespa era bastante concentrado em telecomunicações, i.e., as demais ações tinham baixa liquidez.

Quadro 5. Regressão 1 e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 – jun./2004.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-----------------------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | |
| Coefficiente | 3,126217 | -1,359044 | |
| Teste t | 3,675238 | -1,395005 | |
| p-valor | 0,0017 | 0,1800 | |
| | | | |
| Teste F | 1,946039 | R² | 0,097565 |
| p-valor | 0,179991 | R² ajustado | 0,047430 |
| DW | 2,554523 | | |

Fonte: Regressão e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Em síntese, viu-se que pela conjuntura econômica que o período foi de bastante turbulência sendo difícil encontrar validade para o CAPM no período.

4.2.3 Sub-período (jun./2004-jun./2009)

4.2.3.1 Testes do Primeiro Passo

No primeiro passo foi realizado o teste de raiz unitária (ADF) para o sub-período de 2004 a 2009 de modo a visualizar a estacionariedade das séries dos retornos médios das carteiras menos o retorno do ativo livre de risco.

Tabela 6. Teste ADF de raiz unitária em nível e com intercepto no sub-período de jun./2004 a jun./2009

| Carteiras | Nº de defasagens | t-statistic | valor crítico* | Probabilidade | Ordem de Integração |
|-----------|------------------|-------------|----------------|---------------|---------------------|
| Mercado | 0 | -6,154072 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 1 | 0 | -6,321552 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 2 | 0 | -5,817572 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 3 | 0 | -7,071372 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 4 | 0 | -6,040624 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 5 | 0 | -6,365631 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 6 | 0 | -7,120111 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 7 | 0 | -6,406797 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 8 | 0 | -5,667990 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 9 | 0 | -5,929693 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 10 | 0 | -7,659502 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 11 | 0 | -8,924043 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 12 | 0 | -5,759318 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 13 | 0 | -5,781226 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 14 | 0 | -7,100112 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 15 | 0 | -7,017070 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 16 | 0 | -6,092734 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 17 | 0 | -5,427979 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 18 | 0 | -5,313127 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 19 | 0 | -5,798336 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |
| 20 | 0 | -6,335712 | -3,546099 | 0,00000 | I(0) |

* 1%de significância

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Nota: Hipótese nula: existência de raiz unitária

Na tabela 6 observa-se que todas as séries temporais dos retornos das carteiras são estacionárias em nível e, portanto, pode-se utilizar essas para estimar os betas no primeiro passo da metodologia de estimativa do modelo do CAPM.

Tabela 7. Estimativa dos parâmetros β e α e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 a jun./2009.

| Carteiras | Beta | | | Intercepto | | |
|-----------|---------|---------|---------|------------|---------|---------|
| | β | teste t | p-valor | α | teste t | p-valor |
| 1 | 1,091 | 21,531 | 0,000 | 1,047 | 2,835 | 0,006 |
| 2 | 1,067 | 21,081 | 0,000 | 0,782 | 2,119 | 0,038 |
| 3 | 0,798 | 11,540 | 0,000 | 0,661 | 1,311 | 0,195 |
| 4 | 0,856 | 10,375 | 0,000 | -0,047 | -0,079 | 0,937 |
| 5 | 1,163 | 12,392 | 0,000 | -0,596 | -0,872 | 0,387 |
| 6 | 0,657 | 7,669 | 0,000 | 0,028 | 0,046 | 0,964 |
| 7 | 0,780 | 5,490 | 0,000 | 0,231 | 0,223 | 0,824 |
| 8 | 0,956 | 12,858 | 0,000 | 0,727 | 1,341 | 0,185 |
| 9 | 0,741 | 7,958 | 0,000 | 0,459 | 0,677 | 0,501 |
| 10 | 0,623 | 6,810 | 0,000 | 0,497 | 0,745 | 0,459 |
| 11 | 0,624 | 8,266 | 0,000 | 0,032 | 0,059 | 0,953 |
| 12 | 0,744 | 10,142 | 0,000 | 0,705 | 1,318 | 0,193 |
| 13 | 0,919 | 11,159 | 0,000 | 0,223 | 0,371 | 0,712 |
| 14 | 1,005 | 5,746 | 0,000 | 1,958 | 1,536 | 0,130 |
| 15 | 0,695 | 6,442 | 0,000 | -0,268 | -0,341 | 0,734 |
| 16 | 1,086 | 8,811 | 0,000 | 0,355 | 0,395 | 0,695 |
| 17 | 0,735 | 6,970 | 0,000 | 0,539 | 0,701 | 0,486 |
| 18 | 1,176 | 8,114 | 0,000 | 2,899 | 2,743 | 0,008 |
| 19 | 0,719 | 9,177 | 0,000 | 0,310 | 0,543 | 0,589 |
| 20 | 0,951 | 7,090 | 0,000 | 1,159 | 1,186 | 0,241 |

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Na tabela 7 visualiza-se que os betas estimados são positivos e maiores que zero a 1% de significância. Portanto, podem ser utilizados como variável independente na regressão do segundo passo.

4.2.3.2 Testes do Segundo Passo e Regressão do CAPM

No segundo passo são realizados os testes relativos aos dados em cross-section, mostra-se as regressões estimadas e interpretação da validade ou não do modelo tradicional do CAPM para o respectivo período.

No gráfico 11 abaixo, observa-se que existe uma tendência de aumento do retorno a medida em que o beta se eleva.

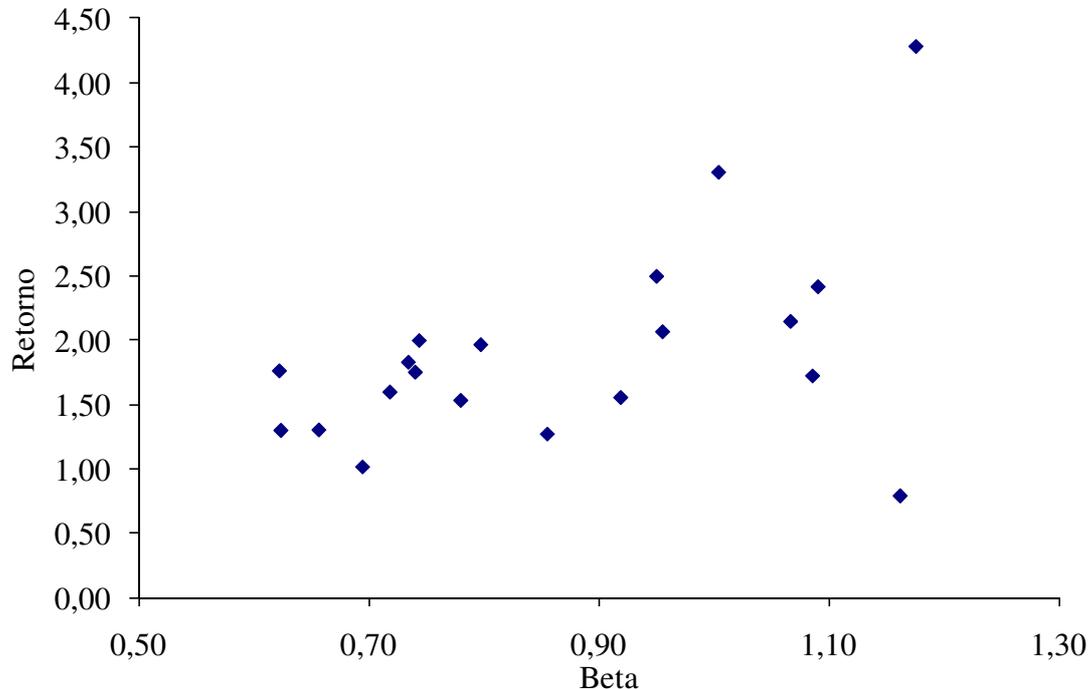


Gráfico 11. Relação entre o Beta e o Retorno das 20 carteiras selecionadas no período de 30 junho de 2004 a 30 de junho de 2009.

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da Economática.

Pode-se observar no quadro 7 que o CAPM básico é válido para o período de junho de 2004 a junho de 2009. Contudo, com baixo poder de explicação. Mostra também, que o intercepto não significativamente é diferente, indicando que o mercado está em equilíbrio. Além do mais, foi feito o teste de heterocedasticidade. O teste de White mostra que é rejeitada a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade a 1% de significância.

Quadro 6. Teste de White para a regressão 1 no período de jun./2004 – jun./2009.

| | | | |
|--------------------------------------|----------|---------------|----------|
| F-estatístico | 13,94966 | Probabilidade | 0,000260 |
| Obs*R ² | 12,42750 | Probabilidade | 0,002002 |
| Ho: ausência de heterocedasticidade. | | | |
| H1: existe heterocedasticidade. | | | |

Fonte: Teste realizado pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Os quadros 7A, 8A e 9A (em anexo), mostram que existe uma relação linear entre o beta e o retorno das carteiras. Entretanto, é visto que o resíduo além de aumentar o poder de explicação é significativo a 5% de significância.

Quadro 7. Regressão 1 e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-------------------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | |
| Coefficiente | 0,077446 | 2,099755 | |
| Teste t | 0,097325 | 2,341430 | |
| p-valor | 0,9235 | 0,0309 | |
| Teste F | | | |
| | 5,482295 | R² | 0,233465 |
| p-valor | 0,030916 | R² ajustado | 0,190880 |
| DW | 1,876063 | | |

Fonte: Regressão e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Para resolver a heterocedasticidade, o modelo foi estimado novamente corrigido pelo método de correção de White, disponível no Software Eviews 4.1.

Quadro 8. Regressão 1 corrigida pela heterocedasticidade e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-------------------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | |
| Coefficiente | 0,077446 | 2,099755 | |
| Teste t | 0,097325 | 1,616034 | |
| p-valor | 0,9391 | 0,1235 | |
| Teste F | | | |
| | 5,482295 | R² | 0,233465 |
| p-valor | 0,030916 | R² ajustado | 0,190880 |
| DW | 1,876063 | | |

Fonte: Regressão e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

A nova estimação corrigida pela heterocedasticidade mostra que o modelo não é válido para o período de junho de 2004 a junho de 2009, sobretudo, pela não significância do coeficiente $\hat{\gamma}_{1t}$ a 10%.

Outra alternativa foi excluir dois *outliers* (carteiras 5 e 18) da amostra e regredir o modelo sem as duas observações para resolver o problema da heterocedasticidade.

Quadro 9. Regressão 1 retirando dois *outliers* e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-------------------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | |
| Coefficiente | 0,126400 | 3,025880 | |
| Teste t | 0,220424 | 3,025880 | |
| p-valor | 0,8283 | 0,0080 | |
| | | | |
| Teste F | 9,155952 | R² | 0,363968 |
| p-valor | 0,008034 | R² ajustado | 0,324216 |
| DW | 2,656882 | | |

Fonte: Regressão e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

A nova estimação retirando dois *outliers* mostra que o modelo é válido para o período de junho de 2004 a junho de 2009 e desaparece o problema da heterocedasticidade, conforme pode-se ver no quadro abaixo. O coeficiente do beta é válido e o intercepto não é significativo. Além disso, observa-se que o poder de explicação do modelo foi elevado.

Quadro 10. Teste de White retirando dois *outliers* para a regressão 1 no período de jun./2004 – jun./2009.

| | | | |
|--------------------------------------|----------|---------------|----------|
| F-estatístico | 0,963560 | Probabilidade | 0,403935 |
| Obs*R ² | 2,049265 | Probabilidade | 0,358928 |
| Ho: ausência de heterocedasticidade. | | | |
| H1: existe heterocedasticidade. | | | |

Fonte: Teste realizado pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Nesse modelo sem os outliers a variância residual não é significativa a 5% e praticamente zero, conforme pode se verificar no quadro abaixo.

Quadro 11. Regressão 3 retirando dois *outliers* e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | |
|---|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ |
| Coefficiente | 0,030363 | 1,841697 | 0,008657 |
| Teste t | 0,056689 | 2,895666 | 1,873545 |
| p-valor | 0,9555 | 0,0111 | 0,0806 |
| | | | |
| Teste F | 7,051281 | R² | 0,484581 |
| p-valor | 0,006937 | R² ajustado | 0,415859 |
| DW | 2,256271 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Em suma, o modelo do CAPM básico não é válido para o período de junho de 2004 a junho de 2009 considerando as 20 carteiras. Entretanto, considerando 18 carteiras, retirando dois *outliers*, o modelo tem validade, com seu poder de explicação subindo.

Portanto, comparando os três períodos, verifica-se validade do CAPM no primeiro período, mas com baixo poder de explicação. No segundo período o modelo não é válido. Já no terceiro, o modelo somente é validado após a correção da heterocedasticidade ou pela exclusão de dois *outliers*. Observou-se que os períodos em que o modelo foi estimado foram bastante distintos, sendo considerada como uma das principais explicações a taxa de câmbio.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal dessa pesquisa foi testar o CAPM tradicional para o Brasil no período entre 30 de junho de 1994 e 30 de junho de 2009. A análise foi realizada em três sub-períodos de cinco anos. Nos resultados, comparando-se os três períodos, verificou-se validade do CAPM no primeiro período, mas com baixo poder de explicação. No segundo período o modelo não foi válido. Já no terceiro, o modelo somente teve validade após a correção da heterocedasticidade ou pela exclusão de dois *outliers*.

Observou-se que os períodos em que o modelo foi estimado foram bastante diferentes, em função de crises econômicas de natureza distinta, tanto por locais quanto pela causa. Viu-se que a economia brasileira foi mais afetada pelas turbulências financeiras quando seus indicadores econômicos eram menos robustos.

Nessa linha, analisou-se, que mesmo com a existência de contestação na aplicação do modelo do CAPM básico, a análise empírica para o Brasil, explicou melhor o último período quando são retirados dois *outliers*. O que significa dizer que a evolução da economia brasileira, mostrando mais estabilidade contribui para a aplicabilidade do modelo. Viu-se, de forma gráfica, que em período de câmbio mais estável ou com expectativa de queda o modelo funciona melhor.

Na maior parte do primeiro período, a taxa de câmbio era fixa, o que trazia mais segurança para os agentes econômicos, sobretudo, os estrangeiros ao aplicarem seus recursos em outras nações. Isso porque os investidores do exterior ao investirem no Brasil precisam, além de estimar a taxa de retorno de um investimento, estimar a taxa de câmbio. Pois essa também vai definir o quanto de moeda estrangeira vai retornar ao país de origem do investidor.

Já no segundo momento, juntamente com a taxa de câmbio flutuante o sub-período foi bastante turbulento, sobretudo, pelas crises argentina e norte-americana. Outro fator importante foi a baixa liquidez do período e a concentração da carteira de mercado.

No terceiro período, destaque para a taxa de câmbio cadente e para melhora nos fundamentos da economia brasileira. Além disso, nesse tempo a economia mundial teve crescimento elevado, favorecendo a elevação nos preços das commodities, impactando na

entrada de dólares, devido a alta concentração da pauta brasileira nesses produtos. Nesse ambiente, havia a expectativa de desvalorização da moeda norte-americana frente a brasileira e as principais divisas do globo, devido a elevada entrada dólares no Brasil via investimentos estrangeiros diretos e em carteira e pelas exportações. Já a desvalorização frente a outras moedas é explicada pelos elevados déficits fiscal e em conta corrente nos Estados Unidos. Desse modo, a expectativa de desvalorização da moeda dos Estados Unidos, fez com que os investidores procuram-se outros mercados, tendo menos aversão ao risco ao aplicarem seus recursos em países emergentes, como o Brasil.

Para que o objetivo do trabalho fosse alcançado, cabe recordar, que a pesquisa foi organizada em quatro capítulos. O primeiro uma introdução. No capítulo 2, foi feita uma revisão teórica do modelo tradicional e da metodologia econométrica de teste do CAPM básico. Ainda nesse capítulo, dissertou-se sobre as proposições de melhoria do CAPM e foi feita uma revisão da literatura aplicada no mercado financeiro brasileiro. Mostrou-se que algumas variações do CAPM mostram melhores resultados para explicar o que afeta o excesso de retorno de um ativo, mas que cada um dos modelos sugeridos tem suas limitações.

No capítulo 3, foi apresentada a forma de coleta, metodologia e os testes estatísticos utilizados no trabalho. A metodologia empregada na pesquisa seguiu a linha de Fama e MacBeth (1973), onde a validade do CAPM foi testada em duas etapas. Na primeira, estimaram-se os betas a partir de regressões em séries temporais. Na segunda, foram feitas novas regressões em *cross section* utilizando o beta e variância residual da primeira etapa como variável independente e o retorno médio das carteiras como variável dependente. O método econométrico utilizado foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A avaliação estatística foi feita através dos testes t, F, τ , de White e de Durbin-Watson e R^2 e R^2 ajustado.

No capítulo 4, analisou-se a conjuntura econômica de cada um dos sub-períodos de cinco anos e empregou-se o modelo tradicional do CAPM. Os destaques no período analisado foram as mudanças na taxa de câmbio e da carteira de mercado, que era bem mais concentrada setorialmente.

Cabe ainda salientar algumas limitações da pesquisa e sugestões para novas abordagens envolvendo o CAPM.

No que se refere às limitações, uma delas são as mudanças estruturais. É importante ressaltar que as mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira não foram avaliadas.

Sabe-se que a pesquisa foi dividida em cinco anos bastante distintos, é verdade, mas não separando a amostra por uma mudança, como do regime cambial, em janeiro de 1999.

Outra limitação foi o tamanho da amostra, que recomenda-se o uso de todos ativos disponíveis. Na presente pesquisa foram selecionados os cem ativos de maior liquidez em cada um dos sub-períodos de cinco anos.

O método econométrico também pode ser uma limitação, na medida em que já existem modelos mais avançados, sobretudo, os que modelam o beta variando no tempo.

Quanto às sugestões de trabalhos futuros envolvendo a aplicação do CAPM no mercado financeiro brasileiro. Sugere-se que a nova pesquisa busque: uma amostra maior ou com mais frequência (como as cotações diárias); rodar o modelo de acordo com as mudanças estruturais; adaptar o CAPM as variações cambiais; especificar melhor a carteira de mercado; a utilização de modelos mais avançados; e que as carteiras formadas para os testes econométricos sejam elaboradas partir da otimização de carteiras e não por critérios como setores, liquidez, etc.

Desse modo, conclui-se que, o modelo mostra-se mais aproximado para o Brasil em períodos mais estáveis, sobretudo, de estabilidade da taxa de câmbio brasileira. E que o assunto que envolve retorno e risco ainda pode ser bastante debatido com a utilização do CAPM, visto as sugestões de aperfeiçoamento para futuros trabalhos e as limitações da pesquisa realizada.

6 REFERÊNCIAS

ALEXANDER, Carol. **Modelos de Mercado: Um Guia Para a Análise de Informações Financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em <www.bacen.gov.br> Acesso em: 20 de junho de 2009.

BODIE, Zvi; MERTON, Robert C. **Finanças**. Rio de Janeiro: Bookman, 2002.

BONOMO, Marco (Org.). **Finanças Aplicadas ao Brasil**. 2 ed. Rio de Janeiro: Ed. FGV, 2004.

BOVESPA. Disponível em< <http://www.bovespa.com.br>>Acesso em: em 05 de junho 2009.

BREALEY, R. A.; MYERS S. C. **Princípios de Finanças Empresariais**. 5. ed. São Paulo: Pearson Education, 2002.

BROOKS, Chris. **Introductory Econometrics for Finance**. 2 ed. New York: Cambridge University Press, 2008.

CAMPBELL J., LO A.; MACKINLAY A. **The Econometrics of Financial Markets**. New Jersey: Princeton University Press; Financial Markets, 1997.

COPELAND, T.; KOLLER, T.; MURRIN, J.. **Avaliação de empresas: valuation**. São Paulo: Mc Graw Hill, 1998.

COPELAND, Thomas E.; WESTON, J. Fred; SHASTRI, Kuldeep. **Financial Theory and Corporate Policy**. 4. ed. Massachusetts: Pearson Addison Wesley, 2005.

DAMODARAM, A.. **Avaliação de Investimentos**. 2 ed. Rio de Janeiro: Pearson Prentice Hall, 2007.

ECONOMÁTICA DATABASE. Economática, 2009. 1 CD-ROM.

ELTON, E. J.;[*et al.*]. **Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos**. São Paulo: Atlas, 2004.

FAMA, Eugene F. And FRENCH, Kenneth R. The CAPM is Wanted, Dead or Alive. **The Journal of Finance**, vol. 51, n.5, dez.1996, p.1947-1958.

FAMA, Eugene F. And FRENCH, Kenneth R. “The CAPM: Theory and Evidence”, **The Journal of Economic Perspectives**, Vol. 18, No.3 (August 2003), pp. 25-46.

FAMA, Eugene F. And FRENCH, Kenneth R. “**The Cross-Section of Expected Stock Returns**”, *The Journal of Finance*, Vol. 47, No.2 (Jun., 1992), pp. 427-465.

GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira**. 10 ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2007.

GUJARATI, Damodar. N. (2000). **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books.

HUANG, C. and LITZENBERGER, R. H. **Foundations for Financial Economics**, Englewood Cliffs: Prentice Hall, 1988, Chap. 10, “Econometric Issues in Testing the Capital Asset Pricing Model”, pp. 299-359.

IPEA (2009). Ipeadata: base de dados macroeconômicos Disponível em <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 30 de junho de 2009.

JAGANNATHAN, Ravi and WANG, Zhenyu. “**The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns**”, *The Journal of Finance*, Vol. 51, No.1 (Mar., 1996), pp.3-53.

LETTAU, Martin and LUDVIGSON, Sydney. “**Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying**”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 109, No. 6 (Dec.,2001),pp 1238-1872.

MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, Boston, V. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MORETTIN, Pedro A.. **Econometria Financeira Um Curso em Séries Temporais Financeiras**. São Paulo: Blucher. 2008.

NAKAMURA, W.T.; MATIAS FILHO J.. **Estudo Empírico sobre Metodologias Alternativas de Aplicação do CAPM no Mercado de Ações Brasileiro** 2009. Disponível em: <<http://www. www.congressoeac.locaweb.com.br/artigos62006/268.pdf>>. Acesso em: 20 de janeiro de 2009.

PEREIRA, F.; MIRANDA, R. B; SILVA, M. M. **Os fundos de pensão como geradores de poupança interna**. IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília, mai., 1997.

RACHEV, Svetlozar T., MITTNIK, Frank J., FOCARDI, Sergio M., Jasic, Teo. **Financial Econometrics From Basics to Advanced Modeling Techniques**. 1a.edition. New Jersey. Wiley Finance, 2007.

RIBENDOIM, Guilherme. Testes de Versões do CAPM no Brasil, *IV: Finanças Aplicadas ao Brasil*, 2 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, p.17-40, 2004.

ROGERS, P.; SECURATO, J. R. **Estudo Comparativo no Mercado Brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), Modelo de 3-Fatores de Fama e French e Reward Beta Approach** jan./Abr. 2009. Disponível em: <<http://www.anpad.org.br/rac-e>>. Acesso em: 05 de maio de 2009.

ROLL, Richard. “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Test Part I: On Past and Potential Testability of the Theory”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 4, No. 2, (Mar. 1977), pp. 129-176.

ROSS, S.; WESTERFIELD, R.; JAFFE, J. **Administração Financeira: Corporate Finance**. São Paulo: Atlas. 2000.

SAMANEZ, Carlos Patricio. **Gestão de Investimentos e Geração de Valor**. 1 ed. São Paulo: Editora, Person Prentice Hall, 2006.

SCHOR, Adriana, BONOMO, Marco, Guilherme. Testes de Versões do CAPM no Brasil, *IV: Finanças Aplicadas ao Brasil*, 2 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, p.17-40, 2004.

SECURATO, JOSÉ ROBERTO. **Decisões Financeiras em Condições de Risco**. São Paulo: Atlas. 1996.

SHARPE, William F. **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk**. *Journal of Finance*, Boston, V. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

STOCK J.H., WATSON M.W.. **Econometria**. São Paulo: Pearson Addison Wesley.2004.

SOARES, I.G., CASTELAR, I. **Econometria Aplicada com o Uso do Eviews**. Fortaleza:UFC/CAEN. 2003.

TAMBOSI FILHO, Elmo. **Aspectos Gerais sobre o Modelo CAPM Condicional**. XXVI ENEGEP – Fortaleza, Ceará: 2006.

WESTON, J. F. BRIGHAM, E.F. **Fundamentos de administração financeira**. 10ª ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

WOOLDRIDGE, J.M..**Introdução à Econometria Uma Abordagem Moderna**. São Paulo: Thomson, 2006.

APÊNDICE 1

Tabela 1A. Principais indicadores macroeconômicos do Brasil de 1994 a 1999.

| Variáveis Macroeconômicas | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|-------------------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| PIB (var %) | 5,33 | 4,42 | 2,15 | 3,38 | 0,04 | 0,79 |
| Inflação (%) | | | | | | |
| IPCA | 916,46 | 22,41 | 9,56 | 5,22 | 1,65 | 8,94 |
| IGP-M | 1246,62 | 15,25 | 9,20 | 7,74 | 1,78 | 20,10 |
| Setor Público | | | | | | |
| Superávit Primário (% PIB) | -5,21 | -0,24 | 0,09 | 0,88 | -0,01 | 0,10 |
| DLSP (% PIB) | 30,01 | 27,98 | 30,72 | 31,83 | 38,94 | 48,70 |
| Mercado Financeiro | | | | | | |
| Taxa Selic (%) | 50,86 | 36,76 | 23,35 | 38,00 | 29,00 | 19,00 |
| Taxa de Câmbio (R\$/US\$) | 0,85 | 0,97 | 1,04 | 1,12 | 1,21 | 1,80 |
| Ibovespa (pontos) | 4.354 | 4.299 | 7.040 | 10.196 | 6.784 | 17.092 |
| Setor Externo (US\$ bilhões) | | | | | | |
| Balança Comercial | 43,55 | 46,51 | 47,75 | 52,99 | 51,14 | -1,30 |
| Exportações | -33,08 | -49,97 | -53,35 | -59,75 | -57,71 | 48,00 |
| Importações | -14,69 | -18,54 | -20,35 | -25,52 | -28,30 | 49,30 |
| Conta Corrente | -1,81 | -18,38 | -23,50 | -30,45 | -33,42 | -33,45 |
| Investimento Estrangeiro Direto | 2,15 | 4,41 | 10,79 | 18,99 | 28,86 | 28,00 |

Fonte: IPEADATA, Banco Central e Económica.

Elaboração: do autor

Tabela 2A. Principais indicadores macroeconômicos do Brasil de 1999 a 2004.

| Variáveis Macroeconômicas | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|-------------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| PIB (var %) | 0,79 | 4,40 | 1,30 | 1,90 | 0,50 | 5,20 |
| Inflação (%) | | | | | | |
| IPCA | 8,94 | 6,00 | 7,70 | 12,50 | 9,30 | 7,60 |
| IGP-M | 20,10 | 10,00 | 10,40 | 25,30 | 8,70 | 12,42 |
| Setor Público | | | | | | |
| Superávit Primário (% PIB) | 0,10 | 3,45 | 3,04 | 3,69 | 4,32 | 4,61 |
| DLSP (% PIB) | 48,70 | 40,00 | 52,80 | 55,50 | 57,20 | 51,80 |
| Mercado Financeiro | | | | | | |
| Taxa Selic (%) | 19,00 | 16,19 | 19,05 | 23,03 | 16,91 | 17,75 |
| Taxa de Câmbio (R\$/US\$) | 1,80 | 1,96 | 2,32 | 3,63 | 2,89 | 2,65 |
| Ibovespa (pontos) | 17.092 | 15.259 | 13.578 | 11.268 | 22.236 | 26.196 |
| Setor Externo (US\$ bilhões) | | | | | | |
| Balança Comercial | -1,30 | -0,90 | 2,70 | 13,10 | 24,80 | 33,70 |
| Exportações | 48,00 | 55,10 | 58,20 | 60,40 | 73,10 | 96,48 |
| Importações | 49,30 | 55,80 | 55,00 | 47,20 | 48,30 | 62,78 |
| Conta Corrente | -33,45 | -24,70 | -23,20 | -7,70 | 4,10 | 11,70 |
| Investimento Estrangeiro Direto | 28,00 | 32,80 | 22,50 | 16,60 | 10,10 | 18,20 |

Fonte: IPEADATA, Banco Central e Económica.

Elaboração: do autor

Tabela 3A. Principais indicadores macroeconômicos do Brasil de 2004 a 2009.

| Variáveis Macroeconômicas | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009* |
|-------------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|
| PIB (var %) | 5,20 | 2,90 | 3,70 | 5,40 | 5,10 | -0,50 |
| Inflação (%) | | | | | | |
| IPCA | 7,60 | 5,69 | 3,14 | 4,46 | 5,90 | 4,40 |
| IGP-M | 12,42 | 1,21 | 3,83 | 7,75 | 9,81 | 1,20 |
| Setor Público | | | | | | |
| Superávit Primário (% PIB) | 4,61 | 4,35 | 3,86 | 3,98 | 4,07 | 2,16 |
| DLSP (% PIB) | 51,80 | 46,50 | 44,70 | 42,80 | 36,00 | 39,95 |
| Mercado Financeiro | | | | | | |
| Taxa Selic (%) | 17,75 | 18,00 | 13,25 | 11,25 | 13,75 | 8,75 |
| Taxa de Câmbio (R\$/US\$) | 2,65 | 2,34 | 2,14 | 1,77 | 2,33 | 2,00 |
| Ibovespa (pontos) | 26.196 | 33.455 | 44.473 | 63.886 | 37.550 | - |
| Setor Externo (US\$ bilhões) | | | | | | |
| Balança Comercial | 33,70 | 44,76 | 46,40 | 40,04 | 24,70 | 21,50 |
| Exportações | 96,48 | 118,30 | 137,80 | 160,65 | 197,90 | 155,50 |
| Importações | 62,78 | 73,54 | 91,40 | 120,61 | 173,20 | 135,80 |
| Conta Corrente | 11,70 | 14,20 | 13,52 | 3,60 | -28,30 | -16,20 |
| Investimento Estrangeiro Direto | 18,20 | 15,00 | 18,78 | 34,20 | 39,00 | 25,00 |

Fonte: IPEADATA, Banco Central e Economática.

*Estimativa média de 100 instituições financeiras divulgadas no Boletim Focus do Banco Central do dia 26 de junho de 2009.

Elaboração: do autor

Tabela 4A. Série da variância residual e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 a jun./1999.

| Carteiras | Variância Residual S_{ei} | teste F | prob. F | R^2 | R^2 ajustado | DW |
|-----------|--------------------------------|---------|---------|-------|-------------------|-------|
| 1 | 22,812 | 398,835 | 0,000 | 0,873 | 0,871 | 2,084 |
| 2 | 72,926 | 87,921 | 0,000 | 0,603 | 0,596 | 1,940 |
| 3 | 46,926 | 85,266 | 0,000 | 0,595 | 0,588 | 2,374 |
| 4 | 48,712 | 110,946 | 0,000 | 0,657 | 0,651 | 1,763 |
| 5 | 67,557 | 101,896 | 0,000 | 0,637 | 0,631 | 2,053 |
| 6 | 72,007 | 64,473 | 0,000 | 0,526 | 0,518 | 1,611 |
| 7 | 67,480 | 62,938 | 0,000 | 0,520 | 0,512 | 2,117 |
| 8 | 44,205 | 100,370 | 0,000 | 0,634 | 0,627 | 2,134 |
| 9 | 61,231 | 56,782 | 0,000 | 0,495 | 0,486 | 1,288 |
| 10 | 65,516 | 73,664 | 0,000 | 0,559 | 0,552 | 1,864 |
| 11 | 93,687 | 30,469 | 0,000 | 0,344 | 0,333 | 1,725 |
| 12 | 67,799 | 56,693 | 0,000 | 0,494 | 0,486 | 1,687 |
| 13 | 84,289 | 33,337 | 0,000 | 0,365 | 0,354 | 1,433 |
| 14 | 76,750 | 27,781 | 0,000 | 0,324 | 0,312 | 2,089 |
| 15 | 186,123 | 25,222 | 0,000 | 0,303 | 0,291 | 1,583 |
| 16 | 103,607 | 39,841 | 0,000 | 0,407 | 0,397 | 1,686 |
| 17 | 117,033 | 25,799 | 0,000 | 0,308 | 0,296 | 1,846 |
| 18 | 117,734 | 9,069 | 0,004 | 0,135 | 0,120 | 1,390 |
| 19 | 106,681 | 20,773 | 0,000 | 0,264 | 0,251 | 1,991 |
| 20 | 103,198 | 36,744 | 0,000 | 0,388 | 0,377 | 1,821 |

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Tabela 5A. Série da variância residual e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 a jun./2004.

| Carteiras | Variância Residual S_{ei} | teste F | prob. F | R^2 | R^2 ajustado | DW |
|-----------|-----------------------------|---------|---------|-------|----------------|-------|
| 1 | 19,536 | 382,216 | 0,000 | 0,868 | 0,866 | 2,026 |
| 2 | 38,576 | 144,717 | 0,000 | 0,714 | 0,709 | 1,766 |
| 3 | 12,329 | 359,168 | 0,000 | 0,861 | 0,859 | 2,319 |
| 4 | 27,332 | 129,690 | 0,000 | 0,691 | 0,686 | 1,765 |
| 5 | 15,493 | 386,554 | 0,000 | 0,870 | 0,867 | 1,896 |
| 6 | 39,485 | 139,759 | 0,000 | 0,707 | 0,702 | 2,119 |
| 7 | 34,173 | 123,812 | 0,000 | 0,681 | 0,675 | 1,969 |
| 8 | 22,705 | 95,405 | 0,000 | 0,622 | 0,615 | 2,184 |
| 9 | 30,149 | 90,245 | 0,000 | 0,609 | 0,602 | 2,106 |
| 10 | 41,216 | 124,101 | 0,000 | 0,681 | 0,676 | 2,186 |
| 11 | 18,409 | 134,357 | 0,000 | 0,698 | 0,693 | 2,169 |
| 12 | 30,625 | 141,977 | 0,000 | 0,710 | 0,705 | 2,296 |
| 13 | 49,018 | 72,046 | 0,000 | 0,554 | 0,546 | 1,958 |
| 14 | 43,674 | 105,285 | 0,000 | 0,645 | 0,639 | 1,938 |
| 15 | 26,222 | 47,741 | 0,000 | 0,451 | 0,442 | 2,067 |
| 16 | 40,356 | 48,112 | 0,000 | 0,453 | 0,444 | 2,185 |
| 17 | 62,562 | 31,624 | 0,000 | 0,353 | 0,342 | 2,204 |
| 18 | 23,238 | 133,422 | 0,000 | 0,697 | 0,692 | 1,880 |
| 19 | 31,566 | 64,435 | 0,000 | 0,526 | 0,518 | 1,969 |
| 20 | 65,306 | 46,460 | 0,000 | 0,445 | 0,435 | 1,628 |

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Tabela 6A. Série da variância residual e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 a jun./2009.

| Carteiras | Variância Residual S_{ei} | teste F | prob. F | R^2 | R^2 ajustado | DW |
|-----------|--------------------------------|---------|---------|-------|----------------|-------|
| 1 | 7,907 | 463,582 | 0,000 | 0,889 | 0,887 | 2,260 |
| 2 | 7,891 | 444,388 | 0,000 | 0,885 | 0,883 | 1,702 |
| 3 | 14,714 | 133,164 | 0,000 | 0,697 | 0,691 | 1,765 |
| 4 | 20,941 | 107,639 | 0,000 | 0,650 | 0,644 | 1,856 |
| 5 | 27,100 | 153,560 | 0,000 | 0,726 | 0,721 | 2,509 |
| 6 | 22,589 | 58,815 | 0,000 | 0,503 | 0,495 | 1,835 |
| 7 | 62,200 | 30,137 | 0,000 | 0,342 | 0,331 | 1,695 |
| 8 | 17,016 | 165,341 | 0,000 | 0,740 | 0,736 | 2,001 |
| 9 | 26,673 | 63,333 | 0,000 | 0,522 | 0,514 | 2,007 |
| 10 | 25,725 | 46,382 | 0,000 | 0,444 | 0,435 | 2,023 |
| 11 | 17,536 | 68,327 | 0,000 | 0,541 | 0,533 | 2,060 |
| 12 | 16,581 | 102,854 | 0,000 | 0,639 | 0,633 | 1,869 |
| 13 | 20,899 | 124,534 | 0,000 | 0,682 | 0,677 | 1,794 |
| 14 | 94,117 | 33,020 | 0,000 | 0,363 | 0,352 | 2,187 |
| 15 | 35,817 | 41,504 | 0,000 | 0,417 | 0,407 | 1,656 |
| 16 | 46,804 | 77,638 | 0,000 | 0,572 | 0,565 | 2,049 |
| 17 | 34,218 | 48,578 | 0,000 | 0,456 | 0,446 | 1,464 |
| 18 | 64,721 | 65,829 | 0,000 | 0,532 | 0,524 | 1,359 |
| 19 | 18,878 | 84,224 | 0,000 | 0,592 | 0,585 | 1,625 |
| 20 | 55,360 | 50,264 | 0,000 | 0,464 | 0,455 | 1,715 |

Fonte: Testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Tabela 7A. Lista de Ações Seleccionadas para cada Carteira 1994 a 1999.

| Carteira 1 | | | Carteira 11 | | |
|-------------------|-------------------|-----|--------------------|---------------------|----|
| PETR4 | Petrobras | PN | GGBR4 | Gerdau | PN |
| ELET6 | Eletrabras | PNB | RAPT4 | Randon Part | PN |
| ELET3 | Eletrabras | ON | VALE3 | Vale R Doce | ON |
| TLPP4 | Telesp | PN | REPA4 | Electrolux | PN |
| VALE5 | Vale R Doce | PNA | PMAM4 | Paranapanema | PN |
| Carteira 2 | | | Carteira 12 | | |
| CMIG4 | Cemig | PN | CEVA4 | Bunge Alimentos | PN |
| BBDC4 | Bradesco | PN | TMAR3 | Telemar N L | ON |
| USIM5 | Usiminas | PNA | CHAP4 | Chapeco | PN |
| BESP4 | Banespa | PN | DURA4 | Duratex | PN |
| CESP5 | Cesp | PNA | ICPI4 | Cim Itau | PN |
| Carteira 3 | | | Carteira 13 | | |
| BBAS4 | Brasil | PN | MAHS4 | Bunge Fertilizantes | PN |
| AMBV4 | Ambev | PN | WHRL4 | Whirlpool | PN |
| CSNA3 | Sid Nacional | ON | BOBR4 | Bombril | PN |
| LIGT3 | Light S/A | ON | GOAU4 | Gerdau Met | PN |
| ERIC4 | Ericsson | PN | ARCE4 | Arcelor BR | PN |
| Carteira 4 | | | Carteira 14 | | |
| TMAR6 | Telemar N L | PNB | CTNM4 | Coteminas | PN |
| INEP4 | Inepar | PN | FAPC4 | Cofap | PN |
| CSTB4 | Sid Tubarao | PN | REAL4 | Real | PN |
| TLPP3 | Telesp | ON | PLAS4 | Plascar Part | PN |
| BRDT4 | Petrobras Distrib | PN | TMGR3 | Telemig | ON |
| Carteira 5 | | | Carteira 15 | | |
| CLSC6 | Celesc | PNB | BARB4 | S Gobain Canal | PN |
| PETR3 | Petrobras | ON | SAMI4 | Samitri | PN |
| CESP3 | Cesp | ON | BESP3 | Banespa | ON |
| ITSA4 | Itausa | PN | CMET4 | Caemi | PN |
| WHMT3 | White Martins | ON | CPCA4 | Trikem | PN |

Fonte: Economática.
Elaboração: do autor

Tabela 7A. Continuação.

| Carteira 6 | | | Carteira 16 | | |
|--------------------|--------------|-----|--------------------|--------------------|------|
| ARCZ6 | Aracruz | PNB | SUZB5 | Suzano Papel | PNA |
| PALF3 | Paul F Luz | ON | ARTE4 | Kuala | PN |
| ACES4 | Am Inox BR | PN | PALF5 | Paul F Luz | PNA |
| BMTO4 | Brasmotor | PN | AMBV3 | Ambev | ON |
| SHAP4 | Sharp | PN | BRTO3 | Brasil Telec | ON |
| Carteira 7 | | | Carteira 17 | | |
| TMGR6 | Telemig | PNB | RIPI4 | Ipiranga Ref | PN |
| BRKM5 | Braskem | PNA | FJTA4 | Forjas Taurus | PN |
| PTIP4 | Ipiranga Pet | PN | ARCE3 | Arcelor BR | ON |
| SDIA4 | Sadia S/A | PN | FBRA4 | Fertibras | PN |
| BRTO4 | Brasil Telec | PN | ALPA4 | Alpargatas | PN |
| Carteira 8 | | | Carteira 18 | | |
| ACES3 | Am Inox BR | ON | TEKA4 | Teka | PN |
| CMIG3 | Cemig | ON | MFLU3 | Santista Alimentos | ON |
| CRUZ3 | Souza Cruz | ON | FNOR11 | Finor | PNAf |
| CPLE3 | Copel | ON | FLCL5 | F Cataguazes | PNA |
| BBDC3 | Bradesco | ON | LEVE4 | Metal Leve | PN |
| Carteira 9 | | | Carteira 19 | | |
| KLBN4 | Klabin S/A | PN | LREN4 | Lojas Renner | PN |
| FFTL4 | Fosfertil | PN | MAGS5+MAGG3 | Magnesita Sa | ON |
| CNFB4 | Confab | PN | MYPK4 | Iochp-Maxion | PN |
| LAME4 | Lojas Americ | PN | CPFL4 | Ferro Ligas | PN |
| BBAS3 | Brasil | ON | BDLL4 | Bardella | PN |
| Carteira 10 | | | Carteira 20 | | |
| UBBR4 | Unibanco | PN | EMBR4 | Embraer | PN |
| PRGA4 | Perdigao S/A | PN | ITUB3 | ItauUnibanco | ON |
| UNIP6 | Unipar | PNB | MNPR4 | Minupar | PN |
| CBEE3 | Ampla Energ | ON | ELEV3 | Eleva | ON |
| VCPA4 | V C P | PN | RPSA4 | Ripasa | PN |

Fonte: Economática.
Elaboração: do autor

Tabela 8A. Lista de Ações Seleccionadas para cada Carteira 1999 a 2004.

| Carteira 1 | | | Carteira 11 | | |
|-------------------|---------------------|-----|--------------------|---------------------|------|
| TNLP4 | Telemar | PN | SDIA4 | Sadia S/A | PN |
| PETR4 | Petrobras | PN | KLBN4 | Klabin S/A | PN |
| BBDC4 | Bradesco | PN | TLPP3 | Telesp | ON |
| EBTP4 | Embratel Part | PN | GOAU4 | Gerdau Met | PN |
| VIVO4 | Vivo | PN | BBDC3 | Bradesco | ON |
| Carteira 2 | | | Carteira 12 | | |
| NETC4 | Net | PN | UBBR11 | Unibanco | UnN1 |
| ELET6 | Eletrabras | PNB | TSEP4 | Tele Sudeste Celula | PN |
| VALE5 | Vale R Doce | PNA | CPLE3 | Copel | ON |
| CMIG4 | Cemig | PN | CNFB4 | Confab | PN |
| ITUB4 | ItauUnibanco | PN | VIVO3 | Vivo | ON |
| Carteira 3 | | | Carteira 13 | | |
| PETR3 | Petrobras | ON | INEP4 | Inepar | PN |
| BRTP4 | Brasil T Par | PN | TBLE3 | Tractebel | ON |
| BRTO4 | Brasil Telec | PN | TMAR6 | Telemar N L | PNB |
| USIM5 | Usiminas | PNA | BOBR4 | Bombрил | PN |
| TLPP4 | Telesp | PN | PRGA4 | Perdigao S/A | PN |
| Carteira 4 | | | Carteira 14 | | |
| CSNA3 | Sid Nacional | ON | UNIP6 | Unipar | PNB |
| AMBV4 | Ambev | PN | LAME4 | Lojas Americ | PN |
| EMBR4 | Embraer | PN | TNCP4 | Tele Nort Cl | PN |
| TCOC4 | Tele Centroeste Cel | PN | RPSA4 | Ripasa | PN |
| ELET3 | Eletrabras | ON | FFTL4 | Fosfertil | PN |
| Carteira 5 | | | Carteira 15 | | |
| CPLE6 | Copel | PNB | TCOC3 | Tele Centroeste Cel | ON |
| ITSA4 | Itausa | PN | SUZB5 | Suzano Papel | PNA |
| GGBR4 | Gerdau | PN | CMIG3 | Cemig | ON |
| EBTP3 | Embratel Part | ON | TSEP3 | Tele Sudeste Celula | ON |
| TNLP3 | Telemar | ON | CTNM4 | Coteminas | PN |

Fonte: Económica.
Elaboração: do autor

Tabela 8A. Continuação.

| Carteira 6 | | | Carteira 16 | | |
|--------------------|---------------------|-----|--------------------|---------------------|------|
| TMCP4 | Telemig Part | PN | TNEP3 | Tele Nordeste Celul | ON |
| TCSL4 | Tim Part S/A | PN | ARCE4 | Arcelor BR | PN |
| SBSP3 | Sabesp | ON | TMCP3 | Telemig Part | ON |
| TNEP4 | Tele Nordeste Celul | PN | AMBV3 | Ambev | ON |
| ACES4 | Am Inox BR | PN | DURA4 | Duratex | PN |
| Carteira 7 | | | Carteira 17 | | |
| EMBR3 | Embraer | ON | CESP3 | Cesp | ON |
| ELPL5 | Eletropaulo | PNA | POMO4 | Marcopolo | PN |
| CRTP5 | Crt Celular | PNA | CBEE3 | Ampla Energ | ON |
| VALE3 | Vale R Doce | ON | TBLE6 | Tractebel | PNB |
| CSTB4 | Sid Tubarao | PN | PMAM4 | Paranapanema | PN |
| Carteira 8 | | | Carteira 18 | | |
| BESP4 | Banespa | PN | UBBR4 | Unibanco | PN |
| ARCZ6 | Aracruz | PNB | MAGS5+MAGG3 | Magnesita Sa | ON |
| VCPA4 | V C P | PN | TNCP3 | Tele Nort Cl | ON |
| BRTP3 | Brasil T Par | ON | TPRC6 | Tim Sul | PNB |
| CESP5 | Cesp | PNA | ACES3 | Am Inox BR | ON |
| Carteira 9 | | | Carteira 19 | | |
| CLSC6 | Celesc | PNB | BDLL4 | Bardella | PN |
| CRUZ3 | Souza Cruz | ON | COCE5 | Coelce | PNA |
| BBAS3 | Brasil | ON | CPSL3 | Copesul | ON |
| BRKM5 | Braskem | PNA | EMAE4 | Emae | PN |
| CMET4 | Caemi | PN | TLCP3 | Tele Leste Celular | ON |
| Carteira 10 | | | Carteira 20 | | |
| TLCP4 | Tele Leste Celular | PN | ITUB3 | ItauUnibanco | ON |
| CGAS5 | Comgas | PNA | FJTA4 | Forjas Taurus | PN |
| LIGT3 | Light S/A | ON | ETER3 | Eternit | ON |
| PCAR4 | P.Acucar-Cbd | PN | BBAS12 | Brasil | PNBb |
| TCSL3 | Tim Part S/A | ON | PLAS4 | Plascar Part | PN |

Fonte: Economática.
Elaboração: do autor

Tabela 9A. Lista de Ações Selecionadas para cada Carteira 2004 a 2009.

| Carteira 1 | | | Carteira 11 | | |
|-------------------|--------------|-----|--------------------|--------------|-----|
| PETR4 | Petrobras | PN | TCSL3 | Tim Part S/A | ON |
| VALE5 | Vale R Doce | PNA | LIGT3 | Light S/A | ON |
| BBDC4 | Bradesco | PN | CLSC6 | Celesc | PNB |
| ITUB4 | ItauUnibanco | PN | TLPP4 | Telesp | PN |
| USIM5 | Usiminas | PNA | WEGE4+WEGE3 | Weg | ON |
| Carteira 2 | | | Carteira 12 | | |
| GGBR4 | Gerdau | PN | TMCP4 | Telemig Part | PN |
| VALE3 | Vale R Doce | ON | GGBR3 | Gerdau | ON |
| CSNA3 | Sid Nacional | ON | FFTL4 | Fosfertil | PN |
| PETR3 | Petrobras | ON | CGAS5 | Comgas | PNA |
| TNLP4 | Telemar | PN | GETI4 | AES Tiete | PN |
| Carteira 3 | | | Carteira 13 | | |
| ITSA4 | Itausa | PN | CNFB4 | Confab | PN |
| BBAS3 | Brasil | ON | RAPT4 | Randon Part | PN |
| CMIG4 | Cemig | PN | UNIP6 | Unipar | PNB |
| NETC4 | Net | PN | AMBV3 | Ambev | ON |
| ELET6 | Eletrabras | PNB | BBDC3 | Bradesco | ON |
| Carteira 4 | | | Carteira 14 | | |
| BRAP4 | Bradespar | PN | VAGV4 | Savarg | PN |
| AMBV4 | Ambev | PN | POMO4 | Marcopolo | PN |
| SDIA4 | Sadia S/A | PN | MAGS5+MAGG3 | Magnesita Sa | ON |
| ELET3 | Eletrabras | ON | ETER3 | Eternit | ON |
| BRKM5 | Braskem | PNA | IDNT3 | Ideiasnet | ON |
| Carteira 5 | | | Carteira 15 | | |
| VIVO4 | Vivo | PN | CMIG3 | Cemig | ON |
| ARCZ6 | Aracruz | PNB | ELPL5 | Eletropaulo | PNA |
| LAME4 | Lojas Americ | PN | KEPL3 | Kepler Weber | ON |
| TCSL4 | Tim Part S/A | PN | CESP5 | Cesp | PNA |
| GOAU4 | Gerdau Met | PN | GETI3 | AES Tiete | ON |

Fonte:Econômica.
Elaboração: do autor

Tabela 9A. Continuação.

| Carteira 6 | | | Carteira 16 | | |
|--------------------|---------------|-----|--------------------|---------------|------|
| CPLE6 | Copel | PNB | PMAM4 | Paranapanema | PN |
| GOLL4 | Gol | PN | GUAR3 | Guararapes | ON |
| BRTO4 | Brasil Telec | PN | CTNM4 | Coteminas | PN |
| NATU3 | Natura | ON | BEES3 | Banestes | ON |
| CCRO3 | CCR Rodovias | ON | FESA4 | Ferbasa | PN |
| Carteira 7 | | | Carteira 17 | | |
| TAMM4 | Tam S/A | PN | TLPP3 | Telesp | ON |
| VCPA4 | V C P | PN | COCE5 | Coelce | PNA |
| TNLP3 | Telemar | ON | FJTA4 | Forjas Taurus | PN |
| EMBR3 | Embraer | ON | VIVO3 | Vivo | ON |
| PCAR4 | P.Acucar-Cbd | PN | SLED4 | Saraiva Livr | PN |
| Carteira 8 | | | Carteira 18 | | |
| BRTP4 | Brasil T Par | PN | INEP4 | Inepar | PN |
| SBSP3 | Sabesp | ON | BBAS13 | Brasil | PNCb |
| PRGA3 | Perdigao S/A | ON | ROMI3 | Inds Romi | ON |
| DURA4 | Duratex | PN | CPLE3 | Copel | ON |
| USIM3 | Usiminas | ON | IMBI4 | Doc Imbituba | PN |
| Carteira 9 | | | Carteira 19 | | |
| CRUZ3 | Souza Cruz | ON | TMCP3 | Telemig Part | ON |
| RSID3 | Rossi Resid | ON | ALLL4 | All Amer Lat | PN |
| KLBN4 | Klabin S/A | PN | ALPA4 | Alpargatas | PN |
| TMAR5 | Telemar N L | PNA | EBTP3 | Embratel Part | ON |
| TBLE3 | Tractebel | ON | ITUB3 | ItauUnibanco | ON |
| Carteira 10 | | | Carteira 20 | | |
| EBTP4 | Embratel Part | PN | BAZA3 | Amazonia | ON |
| BRTP3 | Brasil T Par | ON | AVIL3 | Acos Vill | ON |
| SUZB5 | Suzano Papel | PNA | MLFT4 | Jereissati | PN |
| TRPL4 | Tran Paulist | PN | BOBR4 | Bombril | PN |
| UGPA4 | Ultrapar | PN | SCAR3 | Sao Carlos | ON |

Fonte: Economática.
Elaboração: do autor

Tabela 10A. Carteira do Ibovespa de maio 1994 a agosto de 1994.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|-----------------|------|----------|-------------------------|
| TEL4 | Telebrás | PN | 35,44 | Telecomunicações |
| ELE6 | Eletróbrás | PNB | 8,35 | Energia Elétrica |
| PET4 | Petrobrás | PN | 8,35 | Petróleo e Gás |
| ELE3 | Eletróbrás | ON | 7,52 | Energia Elétrica |
| CMI4 | Cemig | PN | 5,25 | Energia Elétrica |
| VAL4 | Vale R Doce | PN | 5,18 | Mineração |
| BB 4 | Brasil | PN | 2,69 | Finanças e Seguros |
| USI4 | Usiminas | PN | 2,68 | Siderurgia e Metalurgia |
| TEL3 | Telebrás | ON | 2,32 | Telecomunicações |
| TLS4 | Telesp | PN | 2,16 | Telecomunicações |
| BBD4 | Bradesco | PN | 2,02 | Finanças e Seguros |
| PMA4 | Paranapanema | PN | 1,36 | Siderurgia e Metalurgia |
| LIG3 | Light | ON | 1,23 | Energia Elétrica |
| BES4 | Banespa | PN | 1,02 | Finanças e Seguros |
| CES4 | Cesp | PN | 0,96 | Energia Elétrica |
| BRH4 | Brahma | PN | 0,82 | Alimentos e Bebidas |
| WHM3 | White Martins | ON | 0,77 | Química |
| ITA4 | Itaubanco | PN | 0,72 | Finanças e Seguros |
| PAL3 | Paul F Luz | ON | 0,71 | Energia Elétrica |
| SCO4 | Sadia Concórdia | PN | 0,60 | Alimentos e Bebidas |
| UNI6 | Unipar | PNB | 0,58 | Química |
| BNA4 | Nacional | PN | 0,53 | Finanças e Seguros |
| PTI4 | Ipiranga Pet | PN | 0,51 | Petróleo e Gás |
| TEP4 | Telepar | PN | 0,43 | Telecomunicações |
| CEV4 | Ceval | PN | 0,42 | Outros |
| BMT4 | Brasmotor | PN | 0,41 | Eletroeletrônicos |
| CPN5 | Copene | PNA | 0,41 | Química |
| ITS4 | Itaúsa | PN | 0,40 | Finanças e Seguros |

Fonte: Bovespa e Econômica.

Elaboração: do autor

Tabela 10A. Continuação.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|-------------------|------|----------|-------------------------|
| CRU3 | Souza Cruz | ON | 0,38 | Outros |
| TLS3 | Telesp | ON | 0,32 | Telecomunicações |
| ERI4 | Ericsson | PN | 0,31 | Eletroeletrônicos |
| REP4 | Refrigar | PN | 0,31 | Outros |
| EST4 | Estrela | PN | 0,30 | Outros |
| BAR4 | Met Barbará | PN | 0,29 | Siderurgia e Metalurgia |
| ARC6 | Aracruz | PNB | 0,28 | Papel e Celulose |
| BEL4 | Belgo Mineira | PN | 0,28 | Siderurgia e Metalurgia |
| CME4 | Caemi Metal | PN | 0,28 | Mineração |
| PSI4 | Papel Simão | PN | 0,28 | Papel e Celulose |
| DUR4 | Duratex | PN | 0,27 | Outros |
| ICP4 | Cim Itau | PN | 0,26 | Minerais não Metálicos |
| FAP4 | Cofap | PN | 0,26 | Veículos e peças |
| BB 3 | Brasil | ON | 0,25 | Finanças e Seguros |
| KLA4 | Klabin | PN | 0,23 | Papel e Celulose |
| ALP4 | Alpargatas | PN | 0,22 | Têxtil |
| BOB4 | Bombril | PN | 0,20 | Química |
| LEV4 | Metal Leve | PN | 0,2 | Siderurgia e Metalurgia |
| VSM3 | Vidr S Marina | ON | 0,20 | Minerais não Metálicos |
| BEL3 | Belgo Mineira | ON | 0,18 | Siderurgia e Metalurgia |
| RIO4 | Sid. Riograndense | PN | 0,18 | Siderurgia e Metalurgia |
| AVI4 | Aços Villares | PN | 0,17 | Siderurgia e Metalurgia |
| SUZ4 | Suzano | PN | 0,15 | Papel e Celulose |
| SHA4 | Sharp | PN | 0,10 | Eletroeletrônicos |
| MAN3 | Mannesmann | ON | 0,09 | Siderurgia e Metalurgia |
| VAG4 | Varig | PN | 0,06 | Transporte Serviços |
| PRB4 | Paraíbuna | PN | 0,04 | Siderurgia e Metalurgia |
| AQT4 | Aquatec | PN | 0,02 | Química |

Fonte: Bovespa e Econômica.

Elaboração: do autor

Tabela 11A. Carteira do Ibovespa de maio 1999 a agosto de 1999.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|-------------|------|----------|-------------------------|
| RCTB41 | Teles Rctb | RPN | 38,74 | Telecomunicações |
| PETR4 | Petrobras | PN | 9,49 | Petróleo e Gás |
| TLSP4 | Telesp | PN | 5,89 | Telecomunicações |
| ELET6 | Eletrabras | PNB | 4,91 | Energia Elétrica |
| RCTB31 | Teles Rctb | RON | 4,70 | Telecomunicações |
| ELET3 | Eletrabras | ON | 3,61 | Energia Elétrica |
| CMIG4 | Cemig | PN | 3,49 | Energia Elétrica |
| VALE5 | Vale R Doce | PNA | 2,97 | Mineração |
| BBDC4 | Bradesco | PN | 2,59 | Finanças e Seguros |
| TSPC6 | Telesp Cl | PNB | 2,16 | Telecomunicações |
| CESP4 | Cesp | PN | 2,14 | Energia Elétrica |
| BBAS4 | Brasil | PN | 2,10 | Finanças e Seguros |
| BESP4 | Banespa | PN | 2,05 | Finanças e Seguros |
| TERJ4 | Telerj | PN | 1,55 | Telecomunicações |
| ITAU4 | Itaubanco | PN | 1,10 | Finanças e Seguros |
| USIM5 | Usiminas | PNA | 1,10 | Siderurgia e Metalurgia |
| INEP4 | Inepar | PN | 1,06 | Outros |
| TRJC6 | Telerj Cl | PNB | 0,97 | Telecomunicações |
| LIGH3 | Light | ON | 0,85 | Energia Elétrica |
| BRHA4 | Brahma | PN | 0,79 | Alimentos e Bebidas |
| CLSC6 | Celesc | PNB | 0,79 | Energia Elétrica |
| ELPL4 | Eletropaulo | PN | 0,69 | Energia Elétrica |
| ITSA4 | Itausa | PN | 0,51 | Outros |
| TLSP3 | Telesp | ON | 0,49 | Telecomunicações |

Fonte: Bovespa e Econômica.

Elaboração: do autor

Tabela 11A. Continuação.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|--------------|------|----------|-------------------------|
| BRDT4 | Petrobras Br | PN | 0,48 | Petróleo e Gás |
| GRSU3 | Gerasul | ON | 0,46 | Energia Elétrica |
| CSNA3 | Sid Nacional | ON | 0,35 | Siderurgia e Metalurgia |
| CSTB4 | Sid Tubarao | PN | 0,35 | Siderurgia e Metalurgia |
| WHMT3 | Whit Martins | ON | 0,32 | Química |
| TEPR4 | Telepar | PN | 0,31 | Telecomunicações |
| GRSU6 | Gerasul | PNB | 0,29 | Energia Elétrica |
| PALF3 | Paul F Luz | ON | 0,28 | Energia Elétrica |
| PTIP4 | Ipiranga Pet | PN | 0,26 | Petróleo e Gás |
| TSPC3 | Telesp Cl | ON | 0,25 | Telecomunicações |
| CMIG3 | Cemig | ON | 0,24 | Energia Elétrica |
| KLAB4 | Klabin | PN | 0,22 | Papel e Celulose |
| CRUZ3 | Souza Cruz | ON | 0,22 | Outros |
| TPRC6 | Telepar Cl | PNB | 0,19 | Telecomunicações |
| EBEN4 | Ebe | PN | 0,18 | Energia Elétrica |
| EPTE4 | Epte | PN | 0,18 | Energia Elétrica |
| ARCZ6 | Aracruz | PNB | 0,15 | Papel e Celulose |
| BBAS3 | Brasil | ON | 0,14 | Finanças e Seguros |
| BMTO4 | Brasmotor | PN | 0,11 | Eletroeletrônicos |
| PSIM4 | V C P | PN | 0,11 | Papel e Celulose |
| CPNE5 | Copene | PNA | 0,09 | Química |
| CPSL3 | Copesul | ON | 0,06 | Química |
| DURA4 | Duratex | PN | 0,06 | Outros |

Fonte: Bovespa e Econômica.

Elaboração: do autor

Tabela 12A. Carteira do Ibovespa de maio 2004 a agosto de 2004.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|--------------|--------|----------|-------------------------|
| TNLP4 | Telemar | PN | 12,97 | Telecomunicações |
| PETR4 | Petrobras | PN | 8,49 | Petróleo e Gás |
| EBTP4 | Embratel Par | PN | 5,13 | Telecomunicações |
| TSPP4 | Telesp Cl Pa | PN | 4,07 | Telecomunicações |
| BBDC4 | Bradesco | PN | 4,07 | Finanças e Seguros |
| VALE5 | Vale R Doce | PNA | 3,45 | Mineração |
| ELET6 | Eletrabras | PNB ED | 3,22 | Energia Elétrica |
| USIM5 | Usiminas | PNA | 3,12 | Siderurgia e Metalurgia |
| CMIG4 | Cemig | PN ED | 3,09 | Energia Elétrica |
| ITAU4 | Itaubanco | PN EJ | 2,74 | Finanças e Seguros |
| CSNA3 | Sid Nacional | ON EDJ | 2,62 | Siderurgia e Metalurgia |
| AMBV4 | Ambev | PN | 2,60 | Alimentos e Bebidas |
| BRT04 | Brasil Telec | PN | 2,41 | Telecomunicações |
| PETR3 | Petrobras | ON | 2,39 | Petróleo e Gás |
| GGBR4 | Gerdau | PN EB | 2,12 | Siderurgia e Metalurgia |
| EMBR4 | Embraer | PN | 2,03 | Veículos e peças |
| PLIM4 | Net | PN | 2,03 | Outros |
| CPLE6 | Copel | PNB EJ | 1,96 | Energia Elétrica |
| BRT4 | Brasil T Par | PN | 1,82 | Telecomunicações |
| TCOC4 | Tele Ctr Oes | PN | 1,77 | Telecomunicações |
| TMAR5 | Telemar N L | PNA | 1,69 | Telecomunicações |
| ACES4 | Acesita | PN | 1,27 | Siderurgia e Metalurgia |
| EBTP3 | Embratel Par | ON | 1,27 | Telecomunicações |
| SBSP3 | Sabesp | ON | 1,25 | Outros |
| VCPA4 | V C P | PN ED | 1,25 | Papel e Celulose |
| CSTB4 | Sid Tubarao | PN | 1,22 | Siderurgia e Metalurgia |
| ELET3 | Eletrabras | ON ED | 1,20 | Energia Elétrica |
| TNLP3 | Telemar | ON | 1,19 | Telecomunicações |

Fonte: Bovespa e Econômica.

Elaboração: do autor

Tabela 12A. Continuação.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|--------------|---------|----------|-------------------------|
| VALE3 | Vale R Doce | ON | 1,18 | Mineração |
| TMCP4 | Telemig Part | PN | 1,18 | Telecomunicações |
| ITSA4 | Itausa | PN ES | 1,13 | Outros |
| TCSL4 | Tele Cl Sul | PN ED | 1,12 | Telecomunicações |
| BRKM5 | Braskem | PNA | 1,10 | Química |
| TNEP4 | Tele Nord Cl | PN EDS | 1,03 | Telecomunicações |
| BBAS3 | Brasil | ON | 0,97 | Finanças e Seguros |
| ELPL4 | Eletropaulo | PN | 0,89 | Energia Elétrica |
| ARCZ6 | Aracruz | PNB EDS | 0,88 | Papel e Celulose |
| TLPP4 | Telesp | PN | 0,75 | Telecomunicações |
| CLSC6 | Celesc | PNB | 0,73 | Energia Elétrica |
| EMBR3 | Embraer | ON | 0,72 | Veículos e peças |
| CRTP5 | Crt Celular | PNA | 0,69 | Telecomunicações |
| CRUZ3 | Souza Cruz | ON | 0,64 | Outros |
| KLBN4 | Klabin S/A | PN | 0,58 | Papel e Celulose |
| CESP4 | Cesp | PN | 0,53 | Energia Elétrica |
| CGAS5 | Comgas | PNA EDS | 0,47 | Petróleo e Gás |
| BRAP4 | Bradespar | PN | 0,47 | Outros |
| TRPL4 | Tran Paulist | PN | 0,44 | Energia Elétrica |
| BRTP3 | Brasil T Par | ON | 0,42 | Telecomunicações |
| TCSL3 | Tele Cl Sul | ON ED | 0,37 | Telecomunicações |
| PTIP4 | Ipiranga Pet | PN | 0,37 | Petróleo e Gás |
| TLCP4 | Tele Lest Cl | PN | 0,31 | Telecomunicações |
| LIGH3 | Light | ON | 0,27 | Energia Elétrica |
| TBLE3 | Tractebel | ON | 0,23 | Energia Elétrica |
| CMIG3 | Cemig | ON ED | 0,14 | Energia Elétrica |

Fonte: Bovespa e Econômica.

Elaboração: do autor

Tabela 13A. Carteira do Ibovespa de maio 2009 a agosto de 2009.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|---------------|--------|----------|-------------------------|
| PETR4 | Petrobras | PN | 16,80 | Petróleo e Gás |
| VALE5 | Vale R Doce | PNA | 10,97 | Mineração |
| ITUB4 | ItauUnibanco | PN | 5,57 | Finanças e Seguros |
| BVMF3 | BMF Bovespa | ON | 5,23 | Finanças e Seguros |
| GGBR4 | Gerdau | PN | 4,25 | Siderurgia e Metalurgia |
| BBDC4 | Bradesco | PN | 3,79 | Finanças e Seguros |
| USIM5 | Usiminas | PNA | 3,59 | Siderurgia e Metalurgia |
| CSNA3 | Sid Nacional | ON | 3,42 | Siderurgia e Metalurgia |
| PETR3 | Petrobras | ON | 3,35 | Petróleo e Gas |
| VALE3 | Vale R Doce | ON | 3,06 | Mineração |
| BBAS3 | Brasil | ON | 2,50 | Finanças e Seguros |
| ITSA4 | Itausa | PN | 2,18 | Outros |
| CMIG4 | Cemig | PN | 1,52 | Energia Elétrica |
| CYRE3 | Cyrela Realty | ON | 1,38 | Construção |
| ALLL11 | All Amer Lat | UNT N2 | 1,31 | Transporte Serviç |
| SDIA4 | Sadia S/A | PN | 1,22 | Alimentos e Bebidas |
| RDCD3 | Redecard | ON | 1,18 | Finanças e Seguros |
| GOAU4 | Gerdau Met | PN | 1,10 | Siderurgia e Metalurgia |
| AMBV4 | Ambev | PN | 1,05 | Alimentos e Bebidas |
| BRAP4 | Bradespar | PN | 1,04 | Outros |
| ARCZ6 | Aracruz | PNB | 1,01 | Papel e Celulose |
| LAME4 | Lojas Americ | PN | 1,01 | Comércio |
| CESP6 | Cesp | PNB | 0,97 | Energia Elétrica |
| ELET3 | Eletrobras | ON | 0,94 | Energia Elétrica |
| PRGA3 | Perdigao S/A | ON | 0,88 | Alimentos e Bebidas |
| GOLL4 | Gol | PN | 0,86 | Transporte Serviços |
| ELET6 | Eletrobras | PNB | 0,83 | Energia Elétrica |
| USIM3 | Usiminas | ON | 0,82 | Siderurgia e Metalurgia |
| LREN3 | Lojas Renner | ON | 0,81 | Comércio |
| ELPL6 | Eletropaulo | PNB | 0,80 | Energia Elétrica |
| TNLP4 | Telemar | PN | 0,80 | Telecomunicações |
| GFSA3 | Gafisa | ON | 0,79 | Construção |

Fonte: Bovespa e Econômica.
Elaboração: do autor

Tabela 13A. Continuação.

| Código | Ativo | Tipo | Peso (%) | Classificação Econômica |
|--------|--------------|------|----------|-------------------------|
| TAMM4 | Tam S/A | PN | 0,78 | Transporte Serviços |
| NETC4 | Net | PN | 0,76 | Outros |
| BTOW3 | B2W Varejo | ON | 0,75 | Comércio |
| VIVO4 | Vivo | PN | 0,75 | Telecomunicações |
| TCSL4 | Tim Part S/A | PN | 0,71 | Telecomunicações |
| JBSS3 | JBS | ON | 0,71 | Alimentos e Bebidas |
| CCRO3 | CCR Rodovias | ON | 0,65 | Transporte Serviços |
| CPLE6 | Copel | PNB | 0,64 | Energia Elétrica |
| VCPA4 | V C P | PN | 0,61 | Papel e Celulose |
| NATU3 | Natura | ON | 0,61 | Comércio |
| EMBR3 | Embraer | ON | 0,58 | Veículos e peças |
| RSID3 | Rossi Resid | ON | 0,57 | Construção |
| CRUZ3 | Souza Cruz | ON | 0,56 | Outros |
| PCAR4 | P.Acucar-Cbd | PN | 0,54 | Comércio |
| CSAN3 | Cosan | ON | 0,51 | Alimentos e Bebidas |
| DURA4 | Duratex | PN | 0,50 | Outros |
| BRKM5 | Braskem | PNA | 0,48 | Química |
| CPFE3 | CPFL Energia | ON | 0,47 | Energia Elétrica |
| UGPA4 | Ultrapar | PN | 0,43 | Química |
| TRPL4 | Tran Paulist | PN | 0,39 | Energia Elétrica |
| BNCA3 | Nossa Caixa | ON | 0,37 | Finanças e Seguros |
| SBSP3 | Sabesp | ON | 0,36 | Outros |
| BRTO4 | Brasil Telec | PN | 0,33 | Telecomunicações |
| KLBN4 | Klabin S/A | PN | 0,31 | Papel e Celulose |
| BRTP4 | Brasil T Par | PN | 0,29 | Telecomunicações |
| TMAR5 | Telemar N L | PNA | 0,27 | Telecomunicações |
| TNLP3 | Telemar | ON | 0,26 | Telecomunicações |
| LIGT3 | Light S/A | ON | 0,23 | Energia Elétrica |
| TLPP4 | Telesp | PN | 0,17 | Telecomunicações |
| TCSL3 | Tim Part S/A | ON | 0,15 | Telecomunicações |
| CLSC6 | Celesc | PNB | 0,11 | Energia Elétrica |
| CGAS5 | Comgas | PNA | 0,11 | Petróleo e Gás |

Fonte: Bovespa e Econômica.
Elaboração: do autor

APÊNDICE 2

Quadro 1A. Regressão 2 e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 – jun./1999.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{2t}$ |
| Coefficiente | 0,145129 | -0,558070 | 2,544440 |
| Teste t | 0,052498 | -0,070604 | 0,457239 |
| p-valor | 0,9587 | 0,9445 | 0,6533 |
| | | | |
| Teste F | 2,811428 | R² | 0,248548 |
| p-valor | 0,088138 | R² ajustado | 0,160141 |
| DW | 1,827765 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 2A. Regressão 3 e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 – jun./1999.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | |
|---|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ |
| Coefficiente | -2,402860 | 3,923710 | 0,008864 |
| Teste t | -1,927440 | 2,877110 | 1,509384 |
| p-valor | 0,0708 | 0,0105 | 0,1496 |
| | | | |
| Teste F | 4,171485 | R² | 0,329203 |
| p-valor | 0,033576 | R² ajustado | 0,250285 |
| DW | 1,634622 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 3A. Regressão 4 e testes estatísticos no sub-período de jun./1994 – jun./1999.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | | | |
|---|---------------------|-------------------------------|---------------------|---------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{2t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ | |
| Coefficiente | -0,844025 | -0,887731 | 3,465201 | 0,009293 | |
| Teste t | -0,308705 | -0,116759 | 0,643642 | 1,545278 | |
| p-valor | 0,7615 | 0,9085 | 0,5289 | 0,1418 | |
| | | | | | |
| Teste F | 2,823264 | R² | 0,346133 | DW | 1,627830 |
| p-valor | 0,071987 | R² ajustado | 0,223532 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 4A. Regressão 2 e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 – jun./2004.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{2t}$ |
| Coefficiente | -0,172881 | 6,684715 | -4,671980 |
| Teste t | -0,049125 | 0,797509 | -0,966220 |
| p-valor | 0,9614 | 0,4362 | 0,3475 |
| | | | |
| Teste F | 1,436219 | R² | 0,144544 |
| p-valor | 0,265266 | R² ajustado | 0,043902 |
| DW | 2,353404 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 5A. Regressão 3 e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 – jun./2004.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | |
|---|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ |
| Coefficiente | 3,157973 | -1,368428 | -0,000707 |
| Teste t | 2,957510 | -1,343503 | -0,051915 |
| p-valor | 0,0088 | 0,1968 | 0,9592 |
| Teste F | 0,920456 | R² | 0,097708 |
| p-valor | 0,417301 | R² ajustado | -0,008444 |
| DW | 2,554933 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 6A. Regressão 4 e testes estatísticos no sub-período de jun./1999 – jun./2004.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | | | | |
|---|---------------------|-------------------------------|---------------------|---------------------|----------|--|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{2t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ | | |
| Coefficiente | -0,218223 | 7,154252 | -4,973451 | -0,003730 | | |
| Teste t | -0,060225 | 0,813098 | -0,975198 | -0,266699 | | |
| p-valor | 0,9527 | 0,4281 | 0,3440 | 0,7931 | | |
| Teste F | 0,928873 | R² | 0,148330 | DW | 2,335965 | |
| p-valor | 0,449469 | R² ajustado | -0,011358 | | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 7A. Regressão 2 e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + v_t$ | | | |
|--|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{2t}$ |
| Coefficiente | 0,495690 | 1,124670 | 0,545354 |
| Teste t | 0,099166 | 0,097516 | 0,084818 |
| p-valor | 0,9222 | 0,9235 | 0,9334 |
| | | | |
| Teste F | 2,593554 | R² | 0,233789 |
| p-valor | 0,103982 | R² ajustado | 0,143647 |
| DW | 1,874335 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 8A. Regressão 3 e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | |
|---|---------------------|-------------------------------|---------------------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ |
| Coefficiente | 0,000684 | 1,626991 | 0,015297 |
| Teste t | 0,000946 | 1,934614 | 2,209888 |
| p-valor | 0,9993 | 0,0699 | 0,0411 |
| | | | |
| Teste F | 5,774368 | R² | 0,404527 |
| p-valor | 0,012199 | R² ajustado | 0,334471 |
| DW | 1,581166 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.

Quadro 9A. Regressão 4 e testes estatísticos no sub-período de jun./2004 – jun./2009.

| $\bar{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t} S_{ei} + v_t$ | | | | | |
|---|---------------------|-----------------------------------|---------------------|---------------------|----------|
| Testes/Parâmetros | $\hat{\gamma}_{0i}$ | $\hat{\gamma}_{1t}$ | $\hat{\gamma}_{2t}$ | $\hat{\gamma}_{3t}$ | |
| Coefficiente | 0,877072 | -0,419023 | 1,143166 | 0,015363 | |
| Teste t | 0,193177 | -0,039937 | 0,195671 | 2,153343 | |
| p-valor | 0,8493 | 0,9686 | 0,8473 | 0,0469 | |
| | | | | | |
| Teste F | 3,644565 | R² | 0,405949 | DW | 1,578722 |
| p-valor | 0,035506 | R² ajustado | 0,294564 | | |

Fonte: Regressões e testes realizados pelo autor utilizando o Software Eviews 4.1.