

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN**

EVIDÊNCIA EMPÍRICA DO MODELO CAPM PARA O BRASIL

FABRINI OLIVEIRA MATOS

**FORTALEZA – CEARÁ
2006**

FABRINI OLIVEIRA MATOS

EVIDÊNCIA EMPÍRICA DO MODELO CAPM PARA O BRASIL

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia, área de concentração em Economia de Empresas, da Universidade Federal do Ceará, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Emerson Luís Lemos Marinho, Dr.

FORTALEZA – CE
2006

FABRINI OLIVEIRA MATOS

TERMO DE APROVAÇÃO

EVIDÊNCIA EMPÍRICA DO MODELO CAPM PARA O
BRASIL

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia, área de concentração em Economia de Empresas, da Universidade Federal do Ceará, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

Orientador:

Professor Emerson Luís Lemos Marinho, Dr.
Universidade Federal do Ceará - UFC

Professor José Raimundo Carvalho, PhD.
Universidade Federal do Ceará - UFC

Professor Augusto Marcos Carvalho de Sena, PhD.
Universidade de Fortaleza - Unifor

À minha esposa Jacqueline e aos meus
filhos, Ana Luísa e Pedro Henrique.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiro a Deus que me proporcionou força para superar todas as dificuldades no decorrer do curso.

À minha esposa Jacqueline e aos meus filhos: Ana Luísa e Pedro Henrique, que souberam entender minhas ausências, sempre me dando muita motivação durante estes dois anos.

Aos meus pais, que sempre tiveram como prioridade o investimento em educação e me apoiaram integralmente nesta jornada.

Aos colegas de Curso, em especial ao Paulo, Tom e Humberto pela troca de experiências e informações ao longo desses últimos dois anos, que se transformaram em laços de amizade.

Agradecimento especial ao Professor Dr. Emerson Luís Lemos Marinho, pelo conhecimento, amizade e atenção.

RESUMO

O objetivo deste trabalho é testar o modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) utilizando-se da metodologia desenvolvida por Fama e MacBeth (1973) para a economia Americana. Fama e MacBeth testaram o CAPM utilizando-se de dados em *cross-section*. Seu estudo testou a relação linear entre o retorno esperado, o risco sistemático (beta dos portfólios) e a insignificância estatística da variância residual (medida de risco não sistemático), para carteiras de ativos registradas na *New York Stock Exchange* (NYSE) no período de 1935 a 1968. Os resultados obtidos por Fama e MacBeth foram favoráveis ao modelo CAPM uma vez que confirmaram a linearidade da linha de mercado de títulos e que o risco não sistemático não exerce influência nos retornos esperados dos ativos ou carteiras. Confirmaram também, a relação forte e linear entre os retornos das carteiras e o risco sistemático, medido pelo beta dos ativos ou carteiras.

Utilizando-se dados de retornos mensais de ativos que compõem a Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), compreendidos entre 1987 e 2004 foi testado o modelo CAPM para a economia Brasileira utilizando-se da mesma metodologia de Fama e MacBeth. Os resultados obtidos para a economia brasileira não são favoráveis ao CAPM. Os resultados indicam que não há a exigência de retornos adicionais por maior exposição ao risco sistemático, segundo premissa do modelo CAPM. Contudo, os resultados confirmam a linearidade da linha de mercado de títulos e que o risco não sistemático não exerce influência nos retornos esperados dos ativos ou carteiras, para carteiras formadas por ativos da BOVESPA.

Palavras-chave: Portfólio. CAPM. Linha de mercado de títulos.

ABSTRACT

The objective of this work is to test the model CAPM (Capital Asset Pricing Model) being used of the methodology developed by Fama and MacBeth (1973) for the American economy. Fama and MacBeth tested CAPM being used of data in cross-section. Your study tested the linear relationship among the expected return, the systematic risk (beta of the portfolios) and the statistical insignificance of the residual variance (measure of risk non systematic), for portfolios of assets registered in New York Stock Exchange (NYSE) in the period from 1935 to 1968. The results obtained by Fama and MacBeth were favorable to the model CAPM once they confirmed the linearity of the capital market line and that the risk non systematic doesn't exercise influence in the expected returns of the assets or portfolios. They also confirmed the strong and linear relationship between the returns of the portfolios and the systematic risk, measured for the beta of the assets or portfolios.

Being used data of monthly returns of assets that compose the Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), understood between 1987 and 2004 the model CAPM it was tested for the Brazilian economy being used of the same methodology of Fama and MacBeth. The results obtained for the Brazilian economy they are not favorable to CAPM. The results indicate that there is not the demand of additional returns for larger exhibition to the systematic risk, second premise of the model CAPM. However, the results confirm the linearity of capital market line and that the risk non systematic doesn't exercise influence in the expected returns of the assets or portfolios, for portfolios formed by assets of BOVESPA.

Keywords: Portfolio. CAPM. Capital market line.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Retornos médios e betas de carteira: ordenadas por beta.....	10
Tabela 2 - Testes do CAPM realizados por Black, Jensen e Scholes (1972).....	16
Tabela 3 - Lista dos Ativos selecionados.....	23
Tabela 4 – Períodos de Formação do Portfólio, Estimação e Testes.....	25
Tabela 5 - Resultados obtidos para os coeficientes a_0 , a_1 , a_2 e a_3 , para cada modelo (1991-1992).....	30
Tabela 6 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de um único fator(β)(1991-1992).....	30
Tabela 7 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de dois fatores (β , β^2)(1991-1992).....	31
Tabela 8 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de três fatores (β , β^2 e σ_{ep}^2) (1991-1992).....	31
Tabela 9 - Resultados obtidos para os coeficientes a_0 , a_1 , a_2 e a_3 , para cada modelo (1997-1998).....	32
Tabela 10 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de um único fator(β)(1997-1998)	32
Tabela 11 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de dois fatores (β , β^2)(1997-1998)	33
Tabela 12 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de três fatores (β , β^2 e σ_{ep}^2) (1997-1998)	33
Tabela 13 - Resultados obtidos para os coeficientes a_0 , a_1 , a_2 e a_3 , para cada modelo (2003-2004)	34
Tabela 14 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de um único fator(β)(2003-2004)	34
Tabela 15 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de dois fatores (β , β^2)(2003-2004)	35
Tabela 16 - Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de três fatores (β , β^2 e σ_{ep}^2) (2003-2004)	35

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Fronteira eficiente - sem aplicação ou captação à taxa livre de risco.....	3
Figura 2 – Fronteira eficiente - com aplicação e captação à taxa livre de risco.....	4
Figura 3 – Linha de mercado de títulos.....	6

LISTA DE SIGLAS

CAPM – Capital Asset Pricing Model

NYSE – New York Stock Exchange

LMT – Linha de Mercado de Títulos

BOVESPA – Bolsa de Valores de São Paulo

SUMÁRIO

RESUMO.....	VI
ABSTRACT.....	VII
LISTA DE TABELAS.....	VIII
LISTA DE FIGURAS.....	IX
LISTA DE SIGLAS.....	X
INTRODUÇÃO.....	1
1. O MODELO CAPM.....	3
2. REVISÃO DA LITERATURA DOS TESTES EMPÍRICOS PARA O MODELO CAPM.....	9
2.1- ALGUMAS HIPÓTESES DO CAPM.....	9
2.2 –TESTE DE SHARPE E COOPER (1972).....	9
2.3 –TESTE DE LINTNER E DOUGLAS (1968).....	11
2.4 – PROBLEMAS ESTATÍSTICOS DESCRITOS POR MILLER E SCHOLES (1972).....	12
2.5 – TESTE DE BLACK, JENSEN E SCHOLES (1972).....	14
2.6 – TESTES DE FAMA E MACBETH (1973).....	17
2.7- RESTRIÇÕES AOS TESTES DE EQUILÍBRIO GERAL.....	20
2.7.1- CRÍTICA DE ROLL (1977).....	20
3. COLETA DE DADOS E METODOLOGIA.....	23
3.1. COLETA DE DADOS.....	23
3.2. METODOLOGIA.....	25
4. RESULTADOS DOS MODELOS TESTADOS.....	29
4.1. RESULTADOS.....	29
4.1.1- PERÍODO DE 1991-1992.....	30
4.1.2- PERÍODO DE 1997-1998.....	32
4.1.3- PERÍODO DE 2003-2004.....	34
5. CONCLUSÕES FINAIS.....	36
REFERÊNCIAS.....	38
ANEXOS.....	40
ANEXO A – Retornos médios mensais observados para as 20 carteiras nos três períodos considerados	40
A.1- PERÍODO DE 1991-1992.....	40
A.2- PERÍODO DE 1997-1998.....	41
A.3- PERÍODO DE 2003-2004.....	42

ANEXO B – Betas médios mensais calculados para as 20 carteiras nos três períodos considerados.....	43
B.1- Período de 1991-1992.....	43
B.2- Período de 1997-1998.....	44
B.3- Período de 2003-2004.....	45
ANEXO C – Variâncias residuais médias mensais calculadas para as 20 carteiras nos três períodos considerados.....	46
C.1- Período de 1991-1992.....	46
C.2- Período de 1997-1998.....	47
C.3- Período de 2003-2004.....	48

Matos, Fabrini Oliveira

Evidência empírica do modelo CAPM para o Brasil. Fortaleza, 2006.

48 f.

Dissertação (Mestrado Profissional). Universidade Federal do Ceará / Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN.

1. Portfólio. I. Título

CDD – 332.6

INTRODUÇÃO

Um dos assuntos mais estudados pelos pesquisadores de finanças é a relação entre risco e retorno dos ativos de mercado. Intuitivamente, pode-se dizer, que um maior retorno está associado a um maior nível de risco. Markowitz (1952) desenvolveu a base da pesquisa que associaria risco e retorno. Markowitz começou a moderna era das finanças ao mostrar que ao aumentar a diversificação de um portfólio diminui-se o seu risco. Seu trabalho foi baseado na idéia que os retornos das ações são normalmente distribuídos e as pessoas gostam do retorno, mas não desejam correr riscos. Assim, os investidores querem mais retorno com baixo risco. Sharpe e Lintner (1964), a partir do artigo de Markowitz (1952), desenvolvem o CAPM que vem a ser o modelo mais conhecido e utilizado de precificação de ativos.

É importante frisar que os modelos teóricos de risco-retorno, tal como o CAPM, são derivados de um conjunto de hipóteses restritivas, algumas que claramente contradizem as condições de mercado. Estas suposições são necessárias para se obter uma relação simples de equilíbrio risco-retorno e facilmente compreensível. Se as suposições são realistas ou não, elas devem ser analisadas pelo poder explicativo dos modelos resultantes. Se um modelo explica bem o comportamento do preço das ações, o modelo é aceito apesar das hipóteses irrealistas, ao menos que alguém sugira outro modelo, com um maior poder explicativo.

Com isso, testar o CAPM e suas modificações é objeto de muitos estudos empíricos. Já foram realizados muitos testes empíricos utilizando diversas metodologias. Contudo, um novo caminho para testes foi aberto após o artigo de Fama e MacBeth (1973), em que os mesmos testaram através de dados em *cross-section* o CAPM para a economia Americana. O estudo desenvolvido por Fama e MacBeth testou a relação linear entre o retorno esperado e o risco dos portfólios (medido pelo beta) e se o risco não sistemático (medido pela variância residual) exerce influência nos retornos esperados dos ativos ou carteiras, para carteiras de ativos registradas na *New York Stock Exchange* (NYSE) no período de 1935 a 1968. O resultado do estudo foi favorável ao modelo CAPM para a economia Americana uma vez que confirmou a linearidade da linha de mercado de títulos e a insignificância estatística da variância residual, além de confirmar a relação forte e linear entre os retornos das carteiras e o risco sistemático, medido pelo beta.

O objetivo principal desse trabalho é testar o modelo CAPM utilizando-se da metodologia desenvolvida por Fama e MacBeth (1973). Para tal, serão utilizados os retornos mensais de ativos que compõem a Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) compreendidos entre 1987 e 2004. Este período será dividido em três períodos menores

(1987-1992, 1993-1998 e 1999-2004) onde serão realizados os testes do CAPM. Estes testes visam identificar se existe uma relação linear entre o risco sistemático (beta) e os retornos mensais das carteiras registradas na BOVESPA conforme preceitua o modelo CAPM, assim como, identificar se a variância residual (risco não sistemático) exerce alguma influência nos retornos destas carteiras.

Nesta introdução foram evidenciados os motivos principais para realização desse trabalho. Foram apresentados também, os objetivos a serem alcançados. No Capítulo 1 será realizada uma explanação a respeito do modelo CAPM. No Capítulo 2 serão descritos os principais testes empíricos realizados para o CAPM, dando ênfase ao teste aplicado por Fama e MacBeth (1973). No Capítulo 3 será apresentada a metodologia empregada para realização deste trabalho e dos testes empíricos. No Capítulo 4 serão apresentados os resultados dos testes empíricos propostos no Capítulo 3 com uma análise de seus resultados. No Capítulo 5 serão apresentadas as conclusões finais com base nos resultados obtidos para a economia Brasileira, comparando-os com os obtidos por Fama e MacBeth (1973) para a economia Americana.

1. O MODELO CAPM

A versão básica da relação de equilíbrio geral para os retornos de ativos foi desenvolvida independentemente por Sharpe, Lintner e Mossin. Portanto, é comumente conhecida como a versão Sharpe-Lintner-Mossin do CAPM.

Tem-se de que, quando é permitido fazer vendas a descoberto, mas não é possível aplicar e captar fundos à taxa livre de risco, cada investidor defronta-se com uma fronteira eficiente como a apresentada na Figura 1. Nessa figura, BC representa a fronteira, ao passo que ABC é o conjunto de carteiras de mínima variância. Em geral, a fronteira eficiente diferirá de um investidor para outro por causa de diferenças em termos de expectativas.

Quando se acrescenta a possibilidade de aplicar e captar fundos à taxa livre de risco, sabe-se que é possível identificar a carteira de ativos com risco que qualquer investidor terá sem levar em conta suas preferências em relação a risco. Essa carteira está situada no ponto de tangência entre a fronteira eficiente original, formada somente por ativos com risco, e um raio que passa pelo retorno livre de risco (no eixo vertical). Isso é representado na Figura 2, onde P_i denota a carteira de ativos com risco que é possuída pelo investidor i . Os investidores satisfazem a suas preferências em relação a risco combinando a carteira P_i com aplicações ou empréstimos à taxa livre de risco.

Figura 1 - Fronteira eficiente - sem aplicação ou captação à taxa livre de risco.

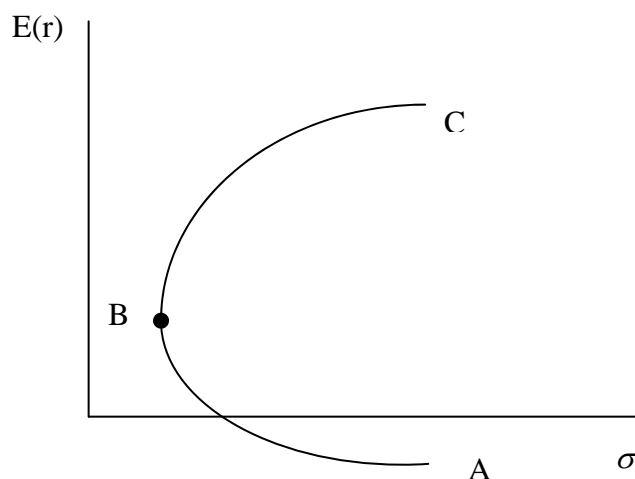
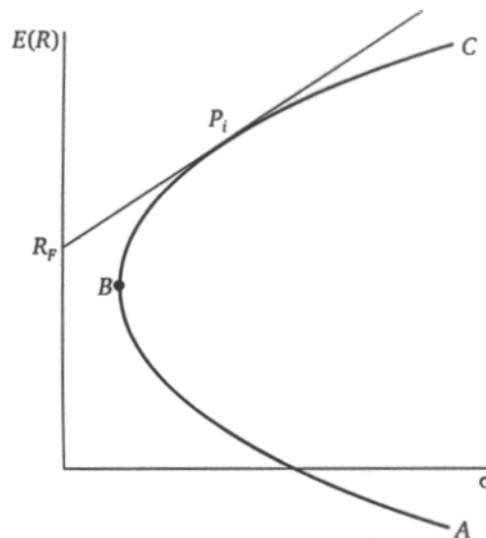


Figura 2 - Fronteira eficiente - com aplicação e captação à taxa livre de risco.



Se todos os investidores tiverem expectativas homogêneas e defrontarem-se com a mesma taxa de juros para aplicação e captação, então estarão lidando com um diagrama como o da Figura 2 e, além disso, todos os diagramas individuais serão idênticos. A carteira de ativos com risco (P_i) que venha a ser possuída por um investidor será idêntica à carteira de ativos com risco de qualquer outro investidor. Se todos os investidores possuírem a mesma carteira de ativos com risco, então, em equilíbrio, ela precisará ser a carteira de mercado. A carteira de mercado é uma carteira formada por todos os ativos com risco existentes. Cada ativo estará presente na carteira na proporção que o valor de mercado desse ativo representa do valor total de mercado de todos os ativos com risco.

Assim, todos os investidores aplicarão em combinações de apenas duas carteiras: a carteira de mercado (M) e um ativo livre de risco. Esse fato é às vezes chamado de teorema de dois fundos, porque todos os investidores ficariam satisfeitos em aplicar num fundo associado à carteira de mercado, mais a possibilidade de comprar ou vender um título sem risco.

A reta desenhada na Figura 2 é comumente chamada de linha de mercado de capitais, onde todas as carteiras eficientes estão localizadas. Entretanto, nem todos os títulos ou carteiras se situam na linha de mercado de capitais. Na verdade, com base na construção da fronteira eficiente, sabe-se que todas as carteiras de ativos com risco e sem risco, exceto aquelas que são eficientes, estarão situadas abaixo ou acima da linha de mercado de capitais. Examinando a linha de mercado de capitais, pode-se descobrir alguma coisa sobre o preço de mercado do risco. Tem-se que a equação que relaciona o retorno de um ativo

sem risco ao retorno de uma carteira com risco (o que agora é chamada de linha de mercado de capitais) é dada por:

$$R_e = R_F + \frac{R_M - R_F}{\sigma_M} \sigma_e$$

onde,

R_e = retorno de um ativo ou carteira eficiente;

R_F = retorno de um ativo ou carteira livre de risco;

σ_e = risco não sistemático.

O termo $(\frac{R_M - R_F}{\sigma_M})$ pode ser interpretado como sendo o preço de mercado do

risco de todas as carteiras eficientes. Corresponde ao retorno adicional que pode ser conseguido aumentando-se em uma unidade o nível de risco (desvio padrão) de uma carteira eficiente. O segundo termo do lado direito dessa equação é simplesmente o produto entre o preço de mercado do risco e a quantidade de risco existente numa carteira. Esse segundo termo representa o componente do retorno adicional que é devido ao aumento do risco. O primeiro termo é simplesmente o preço do tempo, ou seja, o retorno exigido por adiar o consumo potencial durante um período, supondo que haja certeza total a respeito do fluxo de caixa futuro. Assim, o retorno esperado de uma carteira eficiente é:

$$\text{Retorno esperado} = \text{Preço do tempo} + (\text{Preço do risco} \times \text{Quantidade de risco})$$

Embora essa equação estipule o retorno de uma carteira eficiente, não descreve retornos de equilíbrio de carteiras não eficientes ou de títulos individuais.

Sabe-se que o risco de qualquer ação pode ser decomposto em risco sistemático e risco não sistemático. No caso de carteiras muito diversificadas, o risco não sistemático tende a ir a zero, e o único risco relevante é o risco sistemático, medido pelo beta. O risco sistemático (beta) é representado pela seguinte relação:

$$\beta = \sigma_{im} / \sigma_m^2$$

onde,

β = risco sistemático de um ativo;

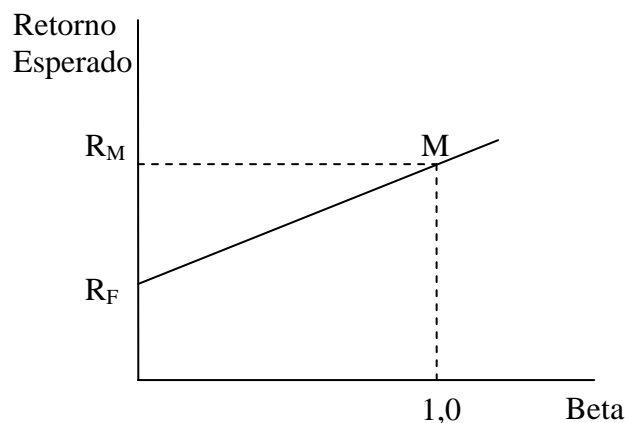
σ_{im} = covariância dos retornos do ativo i com o retorno da carteira de mercado;

σ_m^2 = variância dos retornos da carteira de mercado.

Dadas as hipóteses de expectativas homogêneas e possibilidade de aplicação e captação de quantidades ilimitadas à taxa livre de risco, todos os investidores possuirão a carteira de mercado. Assim, o investidor possuirá uma carteira muito diversificada. Como se supõe que o investidor se preocupa somente com retorno esperado e risco, as únicas dimensões de um título que devem ser de interesse são retorno esperado e beta.

Estabeleceu-se que todos os ativos e todas as carteiras de ativos devem estar situados sobre a linha de mercado de capitais no espaço retorno-beta. Se qualquer ativo estivesse acima ou abaixo dessa reta, então haveria uma oportunidade de arbitragem sem risco. Há muitas maneiras distintas de identificar essa reta, pois dois pontos são suficientes para identificá-la. De acordo com as hipóteses do CAPM, todos os investidores aplicarão na carteira de mercado, e como todas as carteiras devem estar situadas sobre esta reta, será usada a carteira de mercado como um dos pontos. Tem-se que o beta da carteira de mercado deve ser igual a um. Portanto, na Figura 3, a carteira de mercado é o ponto M, com beta igual a um e retorno esperado igual à R_M . Geralmente, é conveniente escolher o segundo ponto da linha reta usando seu intercepto. O intercepto ocorre quando o beta é igual a zero, ou seja, quando o ativo tem risco sistemático nulo. Um ativo que tem risco sistemático nulo é o ativo sem risco. Portanto, pode-se dizer que o intercepto é a taxa de retorno de um ativo sem risco. Esses dois pontos identificam a reta apresentada na Figura 3.

Figura 3 – Linha de mercado de títulos



A equação de uma reta que relaciona o retorno esperado (R_i) de um ativo ao seu risco (β_i) é dada por:

$$R_i = a + b \beta_i \quad (1)$$

Um dos pontos da linha é o ativo sem risco, com beta igual a zero. Portanto:

$$R_F = a + b(0),$$

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

Um segundo ponto pertencente à linha é a carteira de mercado, com beta igual a um, assim:

$$R_M = a + b(1), \text{ ou,}$$

$$(R_M - a) = b,$$

juntando as duas expressões e substituindo na equação (1), obtém-se:

$$R_i = R_F + \beta_i(R_M - R_F)$$

Esta equação representa uma relação muito importante. É uma equação simples, denominada linha de mercado de títulos, que descreve a relação de equilíbrio entre os retornos de ativos e carteiras com relação aos seus betas. O retorno esperado de qualquer ativo, ou carteira, eficiente ou não, pode ser determinado com essa relação. Observa-se que R_M e R_F não são funções dos ativos examinados. Portanto, a relação entre os retornos esperados de quaisquer dois ativos pode ser associada de maneira simples à diferença entre seus betas. Quanto mais alto for o beta de um título, maior deverá ser seu retorno esperado em equilíbrio. Além disso, a relação entre beta e retorno esperado é linear. Essa equação confirma a conclusão de que o risco sistemático é o único fator importante da determinação de retornos esperados, e que o risco não sistemático não desempenha função alguma. Em outras palavras, o investidor é remunerado por assumir risco sistemático. Não é a variância total dos retornos que afeta os retornos esperados, mas somente aquela parte da variância dos retornos que não pode ser eliminada com a diversificação de investimentos. Esse resultado tem forte significado econômico, pois, se os investidores puderem eliminar todo o risco não sistemático por meio de diversificação, não haverá razão para serem remunerados, em termos de retornos mais altos, por assumi-lo. Todas essas implicações do CAPM são empiricamente passíveis de teste.

O CAPM é uma relação de equilíbrio. Espera-se que ações com betas altos proporcionem retornos esperados mais elevados do que ações com betas baixos, pois elas têm maior risco.

O CAPM pode ser escrito da seguinte forma:

$$R_i = R_F + \beta_i(R_M - R_F)$$

onde:

R_i = retorno do ativo ou carteira;

R_F = retorno livre de risco;

R_M = retorno de mercado;

β_i = risco sistemático do ativo ou carteira.

Essa é forma pela qual é mais freqüentemente escrito, além de ser a forma de mais fácil aplicação na realização de testes. Entretanto, existem formas alternativas que contribuem para aumentar seu entendimento. Conforme foi descrito anteriormente tem-se que:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2},$$

Assim a linha de mercado de títulos pode ser escrita da seguinte forma:

$$R_i = R_F + \left(\frac{R_M - R_F}{\sigma_M} \right) \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$$

Essa é, na verdade, a equação de uma linha reta no espaço retorno esperado contra $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$. Conforme foi descrito anteriormente, quando falou-se a respeito da linha de mercado de

capitais, $\left(\frac{R_M - R_F}{\sigma_M} \right)$ havia sido descrito como o preço de mercado do risco. Como $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$ é uma

definição do risco de um título, ou carteira, nota-se que a linha de mercado de títulos, tal como a linha de mercado de capitais, diz que o retorno esperado de qualquer título é igual à taxa de juros livre de risco mais o preço de mercado do risco vezes a quantidade de risco do título ou carteira.

Uma vez que foram descritos o modelo CAPM e a linha de mercado de títulos, serão apresentados alguns testes empíricos realizados para o modelo CAPM.

2. REVISÃO DA LITERATURA DOS TESTES EMPÍRICOS PARA O MODELO CAPM

Tem havido enorme volume de testes empíricos da versão básica e da versão de dois fatores do CAPM. Assim, serão descritas as hipóteses do modelo que devem ser testadas, discutir alguns dos testes iniciais do CAPM, e depois discutir sucintamente alguns dos problemas inerentes a qualquer teste do CAPM.

2.1. ALGUMAS HIPÓTESES DO CAPM

Algumas hipóteses que podem ser formuladas devem ser válidas quer se considere a versão básica do CAPM ou o modelo de equilíbrio de dois fatores.

A primeira é a de que, quanto maior o risco (beta), maior deve ser o nível de retorno.

A segunda é a de que o retorno está relacionado de maneira linear ao beta; ou seja, para cada unidade de aumento de beta há o mesmo aumento de retorno.

A terceira é a de que não deve haver retorno adicional por se assumir risco não sistemático.

Além disso, se for válida alguma versão do modelo de equilíbrio, então qualquer estratégia de investimento deverá representar um jogo justo em relação ao modelo. Ou seja, os desvios de um título ou de uma carteira em relação ao equilíbrio devem ser puramente aleatórios e não deve haver maneira alguma de usar esses desvios para obter lucro extraordinário.

Além das hipóteses comuns tanto à versão básica quanto à versão de dois fatores do CAPM, podem ser formuladas hipóteses que distinguem um modelo de equilíbrio do outro. Em particular, a versão básica diz que o intercepto da linha de mercado de títulos, no espaço retorno-beta, deve ser igual a R_F , e a inclinação deve ser igual a $(R_M - R_F)$, enquanto a versão de dois fatores exige que o intercepto seja R_z e a inclinação seja $(R_M - R_z)$.

2.2. TESTE DE SHARPE E COOPER (1972)

Antes de serem descritos os testes mais rigorosos do CAPM, vale a pena examinar os resultados de um teste simples para ver se, em períodos longos, retornos mais altos estão associados a risco mais alto (medido por beta). Sharpe e Cooper (1972) examinaram se a

adoção de estratégias alternativas em relação a risco ao longo do tempo produziria retornos coerentes com a moderna teoria. Para construir carteiras com betas diferentes, eles dividiram as ações em decis, uma vez por ano, com base no beta de cada título (o beta em cada momento foi medido com retornos de 60 meses anteriores). Uma vez por ano, em cada ano do período 1931-1967, todas as ações negociadas na Bolsa de Nova York foram divididas em decis com base em sua classificação segundo o valor de beta. Formou-se uma carteira, com pesos iguais, das ações que compunham cada decil. Uma estratégia consistia em aplicar nas ações de dado decil por todo o período. As ações componentes de uma carteira mudam por causa do reinvestimento de dividendos e por causa da recomposição anual da carteira de cada decil. A estratégia definida por Sharpe e Cooper poderia efetivamente ser adotada por um investidor. A cada ano, o investidor divide as ações em decis de acordo com o beta calculado usando os retornos dos cinco anos (60 meses) anteriores. Se os investidores desejarem seguir a estratégia de beta alto, simplesmente dividem seus fundos igualmente entre as ações componentes da carteira do decil mais alto em termos de beta. Eles fazem isso a cada ano e observam os resultados. A Tabela 1, transcrita de Sharpe e Cooper (1972) mostra o que teria ocorrido, em média, se um investidor tivesse feito isso a cada ano, de 1931 a 1967.

Tabela 1: Retornos médios e betas de carteira: ordenadas por beta.

Estratégia	Retorno Médio	Beta da carteira
10	22,67	1,42
9	20,45	1,18
8	19,12	1,14
7	21,77	1,24
6	18,49	1,06
5	19,13	0,98
4	18,88	1,00
3	14,99	0,76
2	14,63	0,65
1	11,58	0,58

Fonte: SHARPE, WILLIAM F., COOPER, G.M., “Risk-Return class of New York Stock Exchange common stocks, 1931-1967”, Financial Analysts Journal, 28, nº 2, p. 46-52, Mar./Apr. 1972.

Embora a relação entre risco e retorno não seja perfeita, é muito forte. Em geral, ações com betas mais altos produziram retornos futuros maiores. Na verdade, o coeficiente de correlação por postos entre risco e retorno é igual a 0,93, o que é estatisticamente significativo no nível de 0,01. De maneira semelhante, a compra de ações com beta previsto mais alto levaria à montagem de carteiras com betas realizados maiores. A correlação por postos entre estratégia e beta é 95% significativa ao nível de 0,01.

O passo lógico seguinte é examinar a relação entre o retorno que teria sido obtido e o risco (beta) da adoção de estratégias alternativas. A equação que eles obtiveram foi a seguinte:

$$R_i = 5,54 + 12,75 \beta_i \quad (2)$$

Mais de 95% da variação de retorno esperado são explicados por diferenças em termos de beta. Portanto, o beta explicou uma proporção muito grande das diferenças de retorno entre essas carteiras.

O trabalho de Sharpe e Cooper fornece evidências bastante claras de que, como indica a teoria de equilíbrio geral, há uma relação positiva entre retorno e beta. Além do mais, a equação 2 mostra que a relação positiva é forte e linear. Serão analisados a seguir alguns testes mais rigorosos do CAPM.

2.3. TESTE DE LINTNER E DOUGLAS (1968)

A maior parte dos testes iniciais do CAPM envolveu o uso de uma regressão com séries temporais (primeiro passo) para a estimação de betas, e o uso de uma regressão em *cross section* (segundo passo) para testar as hipóteses resultantes do modelo. Um estudo pioneiro realizado por Lintner e reproduzido em Douglas (1968) utilizou-se desta metodologia. Lintner inicialmente estimou o beta de cada uma das 301 ações ordinárias de sua amostra. Os betas foram estimados por meio da regressão do retorno anual de cada ação contra o retorno médio de todas as ações da amostra usando dados de 1954 a 1963. A regressão do primeiro passo tinha a forma:

$$r_{it} = a_0 + b_i r_{mt} + e_{it},$$

onde b_i (o coeficiente de regressão) era a estimativa do verdadeiro beta da ação i . Lintner fez a seguir a regressão de segundo passo em *cross section*:

$$r_i = a_0 + a_1 b_i + a_2 \sigma_{ei}^2 + u_i,$$

onde σ_{ei}^2 é a variância dos resíduos da regressão do primeiro passo (variância de e_i), que mede o risco não sistemático. Cada coeficiente desse modelo possui um valor de acordo com a teoria: a_2 deve ser igual a zero, a_0 deve ser igual a R_F ou R_Z , e a_1 deve ser igual a $R_M - R_F$ ou $R_M - R_Z$, dependendo da versão do CAPM que está sendo testada. Os valores obtidos foram:

$$a_0=0,108$$

$$a_1=0,063$$

$$a_2=0,237$$

Esses resultados parecem violar o CAPM, pois tanto a_1 quanto a_2 são significativamente diferentes de zero ao nível de 1%. As estatísticas t destes coeficientes são iguais a 6,9 e 6,8 respectivamente. O termo que representa o risco residual (σ_{ei}^2) era estatisticamente significativo e positivo. O intercepto a_0 parece maior do que qualquer estimativa razoável de R_F ou R_Z , e a_1 , embora estatisticamente significativa, apresenta um valor ligeiramente inferior ao que seria razoável esperar. Douglas (1968) empregou metodologia semelhante e obteve resultados parecidos com os de Lintner.

2.4. PROBLEMAS ESTATÍSTICOS DESCRITOS POR MILLER E SCHOLES (1972)

Miller e Scholes (1972), fazem uma análise dos problemas estatísticos inerentes a todos os testes empíricos do CAPM. Além de discutir os diversos problemas teóricos associados a esses testes, também fizeram uma série de simulações cuidadosamente construídas para medir até que ponto alguns estudos anteriores têm produzido resultados viesados por esses problemas estatísticos.

Miller e Scholes começam com uma discussão de possíveis vieses devidos a erros de especificação das equações básicas de estimação. Uma das primeiras considerações é a de que, se os retornos fossem realmente gerados pela versão básica do CAPM, então a equação com séries temporais utilizada para estimar beta deveria ser coerente com o CAPM. Sob a forma de séries temporais, o CAPM é:

$$R_{it} = R_{Ft} + \beta_i (R_{Mt} - R_{Ft}) \text{ ou;}$$

$$R_{it} = (1 - \beta_i)R_{Ft} + \beta_i R_{Mt}$$

Todavia, a equação usada por Lintner e Douglas (1968) foi o modelo de mercado:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt},$$

Se R_{Ft} for constante durante o período de estimação, não haverá problema algum. A estimativa de α_i , deve ser igual a $(1 - \beta_i)R_{Ft}$. Entretanto, se R_{Ft} variar no tempo e estiver correlacionada com R_{Mt} teremos um caso clássico de viés de omissão de variável e β_i , será uma estimativa viesada do verdadeiro β_i . Além disso, Miller e Scholes provam que, se R_{Ft} , e R_{Mt} forem negativamente correlacionadas, o efeito será viesar o intercepto da regressão de segundo passo para cima e viesar sua inclinação para baixo, o que poderia, em parte, explicar os resultados inadequados obtidos por Lintner e Douglas (1968). Miller e Scholes examinam dados históricos e encontram correlação negativa. Isso não é surpreendente, pois o mercado de ações geralmente cai quando as taxas de juros sobem. Fazem um teste da importância desse fato na explicação dos resultados de Lintner e Douglas (1968). Embora descubram que a influência é na direção aqui discutida, a ordem de grandeza do viés é pequena demais para ter efeito importante sobre os resultados de Lintner e Douglas (1968).

Outra fonte de erro de especificação de equação que poderia levar a um intercepto demasiadamente alto e a uma inclinação muito baixa é a possibilidade de que a relação entre retorno esperado e beta fosse, de fato, não linear. Miller e Scholes efetuam um teste de não-linearidade e concluem que qualquer não-linearidade que estivesse presente não levava ao maior intercepto e à menor inclinação.

Uma terceira fonte possível de distorção é a presença de heteroscedasticidade. Heteroscedasticidade é um problema freqüentemente encontrado em testes econométricos. Ocorre quando a variância do erro é maior para valores mais altos da variável independente do que para valores mais baixos. Nesse caso, significaria que ações com betas mais altos teriam maior variância de retorno, não explicada pelo mercado (risco não sistemático) do que ações com betas menores. Embora Miller e Scholes encontrassem evidência de heteroscedasticidade, concluíram que isso não explicava um intercepto alto e uma inclinação baixa. Na verdade, viesava os resultados na outra direção.

Tendo demonstrado que os erros na estimação das equações básicas não explicavam as diferenças entre os resultados de Lintner e os previstos por alguma versão do CAPM, Miller e Scholes consideraram a seguir o efeito de possíveis erros na definição das variáveis.

Um tipo de viés existente reside no erro de mensuração de beta para a regressão de segundo passo. O β_i , ao qual se chegou na regressão de primeiro passo é uma estimativa do "verdadeiro" beta da ação i . Mesmo que existisse um beta verdadeiro e estável para a ação i , tudo o que se tem é uma estimativa, e essa estimativa pode ser não viesada, mas está sujeita a erro de amostragem. Qualquer erro na estimativa de beta fará com que o

coeficiente de b_i na regressão do segundo passo seja viesado para baixo e o intercepto seja viesado para cima. Miller e Scholes mostram que isso exerce efeito importante sobre os resultados que eles estimam, e faz com que os coeficientes de regressão da variável beta fiquem a somente 64% de seu valor verdadeiro, levando a um aumento proporcional do intercepto.

Há um segundo efeito da mensuração de betas com erro que também é extremamente importante. À medida que o verdadeiro valor de beta está positivamente correlacionado com a variância do resíduo para um ativo, a variância do resíduo acabará funcionando como *proxy* do verdadeiro beta e o retorno ficará positivamente correlacionado com o risco residual. Miller e Scholes concluem que isso é, de fato, o que ocorre nos testes de Lintner. Portanto, embora o retorno não dependa da variância do resíduo, essa variância poderá mostrar-se significativamente relacionada ao retorno em regressões com dados em *cross section*, porque o risco residual atuará como *proxy* do beta verdadeiro e não observado.

Miller e Scholes demonstram, por fim, que as distribuições de retornos parecem ter assimetria positiva e, caso haja assimetria, a regressão em *cross section* tende a apresentar uma associação entre risco residual e retorno, muito embora tal associação não exista.

Miller e Scholes descreveram desta forma, os principais problemas em qualquer teste do CAPM. Assim, a seguir serão analisados os testes clássicos do modelo.

2.5. TESTES DE BLACK, JENSEN E SCHOLES (1972)

Black, Jensen e Scholes (1972) foram os primeiros a realizar um teste do CAPM em profundidade utilizando séries temporais. Seu modelo básico era:

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{Mt} - R_{Ft}) + e_{it}$$

Quando essa equação é estimada com dados em séries temporais, o coeficiente α_i deve ser igual a zero, caso o CAPM básico realmente descreva os retornos.

Para testar o CAPM, é desejável usar um grande número de títulos. O método óbvio consiste em estimar a equação para cada título e depois examinar a distribuição de α_i . Entretanto, isso não é apropriado, porque os testes da distribuição dos α 's supõem que os resíduos (e_{it} , e_{jt}) são independentes, mas eles não o são.

Um modo de atenuar o problema é fazer a regressão com séries temporais usando carteiras. Neste caso, R_{it} é o retorno da carteira i e β_i , é o beta dessa mesma carteira. Como as carteiras usam dados de mais de um título, e como a variância do resíduo da regressão

utilizando carteiras incorpora o efeito de quaisquer interdependências em *cross sections*, o erro padrão do intercepto pode ser utilizado para testar a diferença de α_i , em relação a zero.

Ao formarem carteiras, Black, Jensen e Scholes (1972) visam maximizar a dispersão de betas entre carteiras, para que possam examinar o efeito de beta sobre o retorno. Logo, eles deveriam ordenar ações em carteiras de acordo com o verdadeiro beta. No entanto, tudo o que se possui é o beta observado. Classificar carteiras segundo o beta observado introduziria viés de seleção. Ações com beta observado alto (incluídas no grupo mais alto) tenderiam mais a ter erro positivo de mensuração na estimação de beta. Isso introduziria um viés positivo no beta de carteiras com betas mais altos, e introduziria um viés negativo na estimativa do intercepto α_i . Numa tentativa de evitar esse problema, foi usada uma variável instrumental para ordenar as ações em carteiras. Uma variável instrumental é a que, em termos ideais, possui alta correlação com o verdadeiro beta, mas pode ser observada de maneira independente. A variável instrumental utilizada neste estudo e, na verdade, na maioria dos estudos do CAPM é o beta de cada título no período anterior.

O procedimento exato empregado por Black, Jensen e Scholes foi usar cinco anos de dados mensais para estimar betas e ordenar as ações em decis (do mais alto ao mais baixo). Cada decil foi a seguir tratado como carteira no ano seguinte (isto é, o sexto ano). A seguir, dados do segundo ao sexto ano foram usados para ordenar ações e formar decis utilizados como carteiras no sétimo ano. Isso foi feito até que os decis e os retornos fossem calculados para um período de 35 anos. A seguir, o retorno do primeiro decil em cada ano foi tratado como uma série de retornos de uma carteira, o retorno do segundo decil em cada ano foi tratado como uma série de retornos de uma carteira, e assim por diante. Estimou-se a regressão da série de retornos de cada uma das carteiras contra o mercado, obtendo um intercepto, um beta e um coeficiente de correlação para a equação.

A Tabela 2 fornece o beta, o retorno excedente, o intercepto e o coeficiente de correlação para cada decil, de acordo com os resultados relatados por Black, Jensen e Scholes. Observa-se que o modelo explica bem o retorno excedente, devido os elevados coeficientes de correlação encontrados. Isso tenderia a apoiar a estrutura da equação linear como boa explicação dos retornos. Note, porém, que os interceptos variam bastante em torno de zero. Na verdade, quando $\beta > 1$, os interceptos tendem a ser negativos, e quando $\beta < 1$, os interceptos tendem a ser positivos. Isso, como é explicado a seguir, é mais compatível com o modelo de dois fatores do que com o CAPM básico.

Tabela 2: Testes do CAPM realizados por Black, Jensen e Scholes (1972).

	β	Retorno excedente ^a	Intercepto α_i	ρ^b
1	1,561	0,0213	-0,0829	0,963
2	1,384	0,0177	-0,1938	0,988
3	1,248	0,0171	-0,0649	0,988
4	1,163	0,0163	-0,0167	0,991
5	1,057	0,0145	-0,0543	0,992
6	0,923	0,0137	0,0593	0,983
7	0,853	0,0126	0,0462	0,985
8	0,753	0,0115	0,0812	0,979
9	0,629	0,0109	0,1968	0,956
10	0,490	0,0091	0,2012	0,898
Mercado	1,000	0,0142		

^a O retorno excedente da carteira é igual ao retorno médio da carteira menos a taxa livre de risco.

^b Coeficiente de correlação.

Fonte: BLACK, F., JENSEN M.C. and SCHOLEES, M. "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", In in Jensen, M., ed. Studies in the Theory of Capital Market. New York, Praeger, 1972.

As implicações da versão zero-beta do CAPM são:

$$R_{it} = R_Z(1 - \beta_i) + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

O modelo testado é:

$$R_{it} = \alpha_i + R_F(1 - \beta_i) + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

Se o modelo zero-beta realmente explicar a formação de preços de títulos, então, reorganizando essas equações para eliminar $\beta_i R_{Mt}$ e calcular α_i , obtém-se:

$$\alpha_i = (R_Z - R_F)(1 - \beta_i)$$

Assim, R_Z deve ser maior do que R_F . Portanto, $(R_Z - R_F)$ deve ser positivo. Logo, sendo β_i menor do que 1, α_i deve ser positivo; se β_i for maior do que 1, α_i será negativo. Isso é exatamente o que mostram os resultados empíricos. Black, Jensen e Scholes repetem os testes para quatro subperíodos e obtêm, em geral, o mesmo tipo de comportamento descrito para o período completo.

Até o presente momento, foram descritos os testes do CAPM com séries temporais efetuados por Black, Jensen e Scholes. Serão descritos resumidamente, a seguir, os testes com dados em *cross section* por eles efetuados. Foi visto no item 2.4, que um dos principais problemas em testes deste tipo (regressões de segundo passo) era a incapacidade de identificar o verdadeiro beta. Isso viesava o intercepto da regressão

de segundo passo para cima, viesava a inclinação para baixo, e fazia com que o risco residual atuasse como *proxy* do risco sistemático. Uma das maneiras de reduzir substancialmente o erro na estimação de beta é medir betas de carteiras, e não de títulos individuais. Caso os erros de mensuração dos betas de ações sejam aleatórios, eles tendem a se cancelar e o erro agregado torna-se pequeno, quando os betas são estimados para carteiras. Os procedimentos de agrupamento já descritos são um modo excelente de formar carteiras visando à estimação de betas para regressões de segundo passo. Eles encontraram um valor positivo do intercepto o que é uma evidência forte em favor do modelo de dois fatores. A elevada porcentagem de variação de retornos explicada (98%) mostra que uma linha reta descreve muito bem os retornos, como é previsto pela teoria. Agora serão analisados os testes do CAPM feitos por Fama e MacBeth, que será o modelo utilizado neste trabalho.

2.6. TESTES DE FAMA E MACBETH (1973)

Fama e MacBeth (1973) usaram uma metodologia interessante para testar o CAPM. Formaram 20 carteiras de títulos para a estimação de betas numa regressão de primeiro passo, utilizando o mesmo procedimento de Black, Jensen e Scholes (1972). Entretanto, a seguir fizeram uma regressão de segundo passo para cada mês no período de 1935 a 1968. A equação testada foi:

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + \hat{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t}\sigma_{ei}^2 + e_{it} \quad (3)$$

Ao se estimar essa equação (com dados em *cross section*) para cada mês, é possível examinar como os parâmetros variam com o tempo.

Essa forma da equação permite o teste de uma série de hipóteses a respeito do CAPM. Os testes são:

1. $E(\hat{\gamma}_{3t}) = 0$, ou seja, o risco residual não afeta o retorno.
2. $E(\hat{\gamma}_{2t}) = 0$, ou seja, a relação entre risco e retorno é linear.
3. $E(\hat{\gamma}_{1t}) > 0$, ou seja, o risco tem preço de mercado positivo.

Se $E(\hat{\gamma}_{2t})$ e $E(\hat{\gamma}_{3t})$ não são diferentes de zero, também se pode examinar $E(\hat{\gamma}_{0t})$ e $E(\hat{\gamma}_{1t})$ para verificar se o CAPM básico ou se a versão zero-beta é uma melhor descrição dos retornos.

Finalmente, podem ser examinados todos os coeficientes e o resíduo para ver se o mercado funciona como um jogo justo. Se o mercado for um jogo justo, então não haverá meios de alguém usar o conhecimento dos valores dos parâmetros em períodos anteriores para obter retornos acima do normal. Por exemplo, sendo válido o CAPM básico ou o modelo zero-beta, então, independentemente dos valores anteriores de $\hat{\gamma}_{2t}$ e $\hat{\gamma}_{3t}$, cada um de seus valores esperados em $t + 1$ deverá igual a zero. Além disso, se a versão zero-beta for a melhor descrição do equilíbrio geral, então as diferenças entre $\hat{\gamma}_{0t}$ e sua média $E(R_Z)$, e entre $\hat{\gamma}_{1t}$, e sua média $E(R_M) - E(R_Z)$ serão aleatórias, independentemente do que tivesse acontecido no período $t - 1$ ou em qualquer outro período anterior. Se a versão básica do CAPM for válida, as mesmas afirmações poderão ser feitas, apenas substituindo $E(R_Z)$ por R_F .

Fama e MacBeth (1973) obtiveram estimativas de $\hat{\gamma}_{0t}$, $\hat{\gamma}_{1t}$, $\hat{\gamma}_{2t}$, $\hat{\gamma}_{3t}$ e e_{it} para cada mês do período de Janeiro 1935 a Junho 1968. O valor médio de qualquer $\hat{\gamma}_{1t}$ pode ser encontrado simplesmente calculando a média dos valores individuais, testando a média para verificar se ele é diferente de zero.

Fama e MacBeth (1973) estimaram a equação (3) completa, bem como variantes da equação nas quais os valores de $\hat{\gamma}_{2t}$ e $\hat{\gamma}_{3t}$, separadamente ou em conjunto, são restritos a serem iguais a zero. Se tanto a teoria quanto as evidências empíricas indicarem que uma ou mais variáveis não exercem influência numa equação, estimativas melhores dos coeficientes restantes poderão ser feitas quando essas variáveis não são incluídas na equação. Por exemplo, a teoria e os resultados empíricos iniciais indicam que β_i^2 e o risco residual não influenciam os retornos. Portanto, estimativas melhores do efeito de beta sobre os retornos podem ser feitas quando essas variáveis são excluídas, já que o coeficiente de beta não será afetado pela multicolinearidade entre beta e beta ao quadrado, e entre beta e o risco residual.

Analisando os resultados obtidos por Fama e MacBeth observa-se que, $\hat{\gamma}_{3t}$ quando medido no período completo é baixo e não é estatisticamente diferente de zero. Além disso, quando são examinados esse termo em diversos subperíodos, notou-se que é baixo em cada subperíodo, não é significativamente diferente de zero e, na verdade, apresenta sinais diferentes em subperíodos distintos. Pode-se concluir com segurança que o risco residual não afeta o retorno esperado de um título. Entretanto, ainda é possível que o mercado não seja um jogo justo, em relação à informação contida em $\hat{\gamma}_{3t}$. Ou seja, é possível que o fato de que $\hat{\gamma}_{3t}$ difira de zero em algum período e com isso dê alguma indicação sobre seu valor (e, portanto, sobre os retornos) no período seguinte. A maneira mais simples de testar essa possibilidade é

examinando a correlação de $\hat{\gamma}_{3t}$ num período com o valor desse coeficiente no período anterior, supondo que a média de todos os períodos é igual a zero. Os resultados constataam que o valor deste coeficiente de correlação [$\rho_0(\gamma_3)$] é próximo de zero e não é estatisticamente significativo. Fama e MacBeth também calculam a correlação entre $\hat{\gamma}_{3t}$, e seu valor anterior, usando defasagens de mais de um período. Novamente, constataam que não há informação utilizável contida em $\hat{\gamma}_{3t}$.

Os resultados de Fama e MacBeth (1973) contrariam os de Lintner e Douglas (1968) quanto à importância do risco residual. A discussão precedente fornece uma explicação para essa divergência. Miller e Scholes (1972) mostraram que, se beta tivesse um erro de amostragem elevado, então o risco residual atuaria como *proxy* do verdadeiro beta. Os cálculos de Fama e MacBeth possuem erro amostral muito menor do que os de Lintner e Douglas, porque usaram carteiras. Quando beta é estimado com maior precisão, o risco residual não aparece mais como variável importante.

Os resultados, no que diz respeito a $\bar{\hat{\gamma}}_{2t}$, são muito parecidos. Examinando os resultados, nota-se que o valor de $\bar{\hat{\gamma}}_{2t}$ é pequeno, não é estatisticamente significativo e muda de sinal de um subperíodo a outro. Além disso, um exame da correlação de γ_{2t} com seu valor anterior (supondo que as médias sejam nulas) revela que não há informação contida em valores individuais de $\hat{\gamma}_{2t}$. Portanto, o termo que contém o quadrado de beta não influencia o retorno esperado dos títulos, e tampouco seu coeficiente fornece informação útil para a adoção de uma estratégia de investimento.

Tendo concluído que nem o beta ao quadrado e nem o risco residual exerce influência sobre retornos, a forma correta da equação a ser examinada em testes adicionais é a seguinte:

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + e_{it}$$

Fama e MacBeth examinam o desempenho de $\bar{\hat{\gamma}}_{1t}$ no período completo e concluem que há evidências de que a relação entre retorno esperado beta é positiva, além de linear. Além disso, testando a correlação da diferença entre $\hat{\gamma}_{1t}$, e sua média com os valores anteriores da mesma variável, ele mostram que a diferença entre $\hat{\gamma}_{1t}$, e sua média não pode ser usada para gerar uma previsão melhor de um valor futuro de $\hat{\gamma}_{1t}$ do que o simples uso de sua média.

Fama e MacBeth observam que $\bar{\hat{\gamma}}_{ot}$ é geralmente superior a R_F , e que $\bar{\hat{\gamma}}_{lt}$ é estatisticamente maior do que zero durante o período completo. Além disso, constatam que $\bar{\hat{\gamma}}_{lt}$ é geralmente inferior a $(R_M - R_F)$. O fato de que $\bar{\hat{\gamma}}_{ot}$ é substancialmente maior do que R_F e $\bar{\hat{\gamma}}_{lt}$ é substancialmente menor do que $(R_M - R_F)$ parece indicar que o modelo zero-beta é mais compatível com as condições de equilíbrio do que a versão básica do CAPM.

Vale ressaltar que se o modelo de equilíbrio descreve as condições de mercado, então a diferença entre o que ocorre com um título e o modelo não deve conter informação alguma. Ou seja, um valor positivo para o resíduo de qualquer ação, a qualquer momento, não deve conter informação útil sobre um possível desempenho diferenciado dessa ação em períodos futuros (em comparação com o valor esperado produzido pelo modelo). Para que isso seja verdade, não deve haver correlação (com qualquer defasagem) entre os resíduos da equação (3). E isso foi o que Fama e MacBeth verificaram.

2.7. RESTRIÇÕES AOS TESTES DE EQUILÍBRIO GERAL

2.7.1. CRÍTICA DE ROLL (1977)

Roll (1977) argumenta que os modelos de equilíbrio geral, como o CAPM, não são suscetíveis a teste, ou, pelo menos, que os testes realizados até agora fornecem poucas evidências a favor ou contra o CAPM. Roll levantou algumas questões que serão descritas a seguir.

Talvez a melhor forma de entender os argumentos de Roll seja iniciar por sua demonstração de que, se qualquer carteira eficiente, em termos de média e variância, for escolhida para representar a carteira de mercado, e forem calculados betas usando essa carteira como representativa do mercado, então a equação (4) abaixo, precisará ser válida. Na verdade, trata-se de uma tautologia que nada tem a ver com o modo pelo qual o equilíbrio é atingido nos mercados de capitais, ou com a atitude do investidor em relação ao risco.

$$\bar{R}_i = \bar{R}_{ZP} + \beta_{iP} (\bar{R}_p - \bar{R}_{ZP}) \quad (4), \text{ onde}$$

P = representa a carteira de mercado;

\bar{R}_p = retorno esperado desta carteira;

β_{iP} = beta do título i em relação à carteira representativa do mercado;

\bar{R}_{zp} = retorno da carteira de mínima variância cujo beta em relação à carteira representativa do mercado é igual a zero.

Roll (1977) argumenta que os testes realizados com qualquer carteira que não seja a verdadeira carteira de mercado não são realmente testes do CAPM. Eles são simplesmente testes da eficiência ou não do índice escolhido para representar o mercado. Como em qualquer período sempre há carteiras eficientes, seria possível escolher um índice que satisfizesse a todas as implicações do CAPM, mesmo quando a carteira de mercado não é eficiente. Por outro lado, uma carteira ineficiente poderia ser escolhida para representar o mercado, levando à rejeição do CAPM mesmo que a carteira de mercado seja eficiente. Roll mostra que a elevada correlação existente para a maioria dos índices escolhidos para representar o mercado não significa que a escolha não seja importante. Embora eles sejam altamente correlacionados, alguns podem ser eficientes, e outros não.

Roll mostra ainda que a escolha entre versões alternativas do CAPM é extremamente sensível à escolha de índice para representar o mercado. Por exemplo, embora os resultados de Black, Jensen e Scholes (1972) não fossem favoráveis à versão Sharpe-Lintner do CAPM, Roll mostra que havia um índice que era eficiente do ponto de vista de média e variância e tinha correlação de 0,895 com o índice utilizado por Black, Jensen e Scholes (1972), que confirmava perfeitamente a versão Sharpe-Lintner.

A conclusão lógica do trabalho de Roll é a de que a teoria de equilíbrio não é testável a menos que se conheça a composição exata da verdadeira carteira de mercado e ela seja usada nos testes. O verdadeiro teste do CAPM generalizado de dois parâmetros consiste em determinar se a carteira de mercado é eficiente em termos de média e variância. Versões alternativas do CAPM podem ser avaliadas, umas contras as outras, somente quando a verdadeira carteira de mercado é usada nesses testes.

Assim, segundo Roll (1977) pode-se afirmar que não se conhece a composição, e muito menos o retorno da verdadeira carteira de mercado. A maioria dos testes do CAPM usa alguma carteira de ações ordinárias como representação do mercado, mas o verdadeiro mercado contém todos os ativos com risco. Eles incluem não apenas ativos negociados como ações ordinárias, títulos de renda fixa e ações preferenciais, mas também ativos para os quais não há dados facilmente disponíveis, tais como diamantes, ouro, moedas raras e itens que somente há pouco começaram a ser medidos (capital humano, por exemplo).

Várias tentativas têm sido feitas para lidar com a crítica de Roll (1977) aos testes do CAPM. Muitas envolvem a utilização de definições alternativas da carteira de mercado para testar se a relação é linear ou o intercepto possui valor razoável. Um dos problemas com a maior parte do trabalho empírico que envolve a eficiência de um índice de mercado é o de que quase todas as *proxies* razoáveis são altamente correlacionadas entre si e talvez com a verdadeira carteira de mercado, e, apesar dessa elevada correlação, pequenas diferenças em termos da escolha dentro de um conjunto de *proxies* fortemente correlacionadas podem levar a inferências muito divergentes.

3. COLETA DE DADOS E METODOLOGIA

3.1. COLETA DE DADOS

Os dados para este trabalho foram obtidos do sistema Economática, disponível para utilização na Bolsa de Valores Regional.

Os dados coletados foram os dados dos retornos mensais dos ativos negociados na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) compreendidos entre janeiro de 1987 e dezembro de 2004. Escolheu-se o início da amostra para janeiro de 1987, pois o sistema Economática se inicia com dados a partir de 1986 e como se queria realizar três testes e, cada teste utiliza-se de seis anos de dados mensais, ficou mais viável iniciar em janeiro de 1987, compreendendo assim o período necessário para realização dos testes. Coletou-se os dados de fechamento mensais, nominais e ajustados por dividendos.

Na seleção dos ativos escolheu-se os de maior patrimônio líquido em janeiro de 1987, o que totalizou 267 ativos. Após isso, entre ações de mesma empresa optou-se por escolher as de maior liquidez, logo restaram 124 ativos, que são os ativos utilizados para testar o CAPM com dados brasileiros. A lista com os ativos selecionados está explicitada na Tabela 3, a seguir:

Tabela 3: Lista dos Ativos selecionados

ELET6	Eletrabras PNB	FLCL5	F Cataguazes PNA
BBAS3	Brasil ON	ETER3	Eternit ON
VALE5	Vale Rio Doce PNA	SGAS4	Wlm Ind Com PN
CESP4	Cesp PN	CIQU4	Cacique PN
TLPP4	Telesp Operac PN	RIPI4	Ipiranga Ref PN
PETR4	Petrobras PN	ARTE4	Kuala PN
BBDC4	Bradesco PN	DPPI4	Ipiranga Dist PN
PTQS4	Petroquisa PN	MNDL4	Mundial PN
LIGH3	Light ON	ROMI4	Inds Romi PN
CMIG4	Cemig PN	FCAP4	Sam Industr PN
CSTB4	Sid Tubarao PN	EBCO4	Embraco PN
TMAR6	Telemar Norte Leste PNB	WEGE4	Weg PN
BRKM5	Braskem PNA	EUCA4	Eucatex PN
ITAU4	Bco Itau Hold Finan PN	AVPL3	Avipal ON
BELG4	Belgo Mineira PN	SULT4	Sultepa PN
CRUZ3	Souza Cruz ON	IGBR5	Gradiente PNA

SUZB5	Suzano Papel PNA	TEKA4	Teka PN
KLBN4	Klabin PN	BCAL6	Bic Caloi PNB
MEND6	Mendes Jr PNB	WMBY4	Wembley PN
ITSA4	Itausa PN	GRNL4	Granoleo PN
VAGV4	Varig PN	JBDU4	J B Duarte PN
BESP3	Banespa ON	IGUA5	Iguacu Cafe PNA
ARCZ6	Aracruz PNB	HGTX4	Cia Hering PN
UBBR11	Unibanco UnN1	VULC4	Vulcabras PN
PMAM4	Paranapanema PN	LREN4	Lojas Renner PN
ALPA4	Alpargatas PN	AZEV4	Azevedo PN
GGBR4	Gerdau PN	MNSA4	Manasa PN
AMBV4	Ambev PN	POMO4	Marcopolo PN
BNBR4	Nord Brasil PN	SJOS4	Tecel.S.Jose PN
MOAR3	Mont Aranha ON	KEPL3	Kepler Weber ON
BRIV4	Alfa Investimentos PN	FRAS4	Fras-Le PN
RPSA4	Ripasa PN	RCSL4	Recrusul PN
UNIP6	Unipar PNB	FTRX4	Fab C Renaux PN
VCPA4	Votorantim C P PN	BOBR4	Bombril PN
SDIA4	Sadia SA PN	BFIT3	Sudameris ON
CNFB4	Confab PN	NORD3	Nordon Met ON
EMBR4	Embraer PN	SCLO4	Schlosser PN
GUAR3	Guararapes ON	LCSA4	Parmalat PN
BMTO4	Brasmotor PN	LIXC4	Lix da Cunha PN
LAME4	Loj Americanas PN	FBRA4	Fertibras PN
ESTR4	Estrela PN	TRFO4	Trafo PN
MYPK4	Iochp-Maxion PN	MRSL4	Marisol PN
DURA4	Duratex PN	BUET4	Buettner PN
PTIP4	Ipiranga Pet PN	HETA4	Hercules PN
BRGE12	Alfa Consorcio PNF	PLDN4	Polialden PN
DOCA4	Docas PN	LETO5	Micheletto PNA
BRSR4	Banrisul PN	ITEC3	Itautec ON
ELUM4	Eluma PN	STRP4	Staroup PN
LEVE4	Metal Leve PN	INEP4	Inepar Construcoes PN
PRGA4	Perdigao PN	BAHI5	Bahema PNA
RPAD6	Alfa Holding PNB	MTSA4	Metisa PN
LUXM4	Trevisa PN	DOHL4	Dohler PN
FESA4	Ferbasa PN	MGEL4	Mangels PN
GOAU4	Gerdau Met PN	DHBI4	DHB PN
AVIL3	Acos Villares ON	DFVA4	D F Vasconc PN
REEM4	Rimet PN	CTKA4	Karsten PN
ILMD4	Aubos Trevo PN	MWET4	Wetzel PN
ELEK4	Elekeiroz PN	BSCT6	Besc PNB

TIBR5	Millennium PNA	COBE6B	Const Beter PNB
BDLL4	Bardella PN	FJTA4	Forjas Taurus PN
TUPY3	Tupy ON	TXRX4	Tex Renaux PN
MAGS5	Magnesita PNA	FBMC4	Fibam PN

3.2. METODOLOGIA

A metodologia foi a mesma utilizada por Fama e MacBeth, descrita no item 2.6 deste trabalho.

Foram utilizados dois *softwares* para realização dos testes empíricos. Para cálculo dos betas e das variâncias residuais dos retornos mensais de cada ativo foi utilizado o *software The Investment Portfolio Version 2.5*. Para cálculo das estimativas dos coeficientes das equações dos três modelos (equações 5, 6 e 8), que serão descritos a seguir, foi utilizado o *software Statistica Version 6.0*.

A amostra compreendida entre janeiro de 1987 e dezembro de 2004 foi dividida em três períodos de teste, conforme descrito na Tabela 4. Observa-se que no Período 1 tem-se 124 ativos disponíveis, mas somente 91 ativos com dados suficientes. Isso ocorreu, pois se decidiu manter na amostra os ativos que tivessem pelo menos 95% das cotações no período de teste. Este fato ocorreu também nos períodos subsequentes, deixando a amostra com 70 ativos no Período 2 e 71 ativos no Período 3.

Tabela 4: Períodos de Formação do Portfólio, Estimação e Testes

	Período 1	Período 2	Período 3
Período de Formação do Portfólio	1987-1988	1993-1994	1999-2000
Período de Estimação Inicial	1989-1990	1995-1996	2001-2002
Período de Teste	1991-1992	1997-1998	2003-2004
Número de Ativos Disponíveis	124	124	124
Número de Ativos com dados suficientes	91	70	71

Cada teste foi realizado em três etapas. A primeira etapa compreendeu os anos de 1987-1988, 1993-1994 e 1999-2000, de acordo com a Tabela 4, e foram calculados os betas individuais de cada ativo através de uma regressão linear simples entre os retornos das ações e o de uma carteira de mercado, de acordo com a equação abaixo:

$$r_{p,t} = a_0 + r_{m,t} \beta_{p,t} + u_{p,t}$$

onde,

$r_{p,t}$ = retorno de cada carteira p no mês t;

$\beta_{p,t}$ = Beta estimado da carteira p;

$r_{m,t}$ = retorno da carteira de mercado;

$u_{p,t}$ = Erro associado a cada carteira no mês t.

Esta carteira de mercado foi composta pelos 124 ativos igualmente ponderados. Ao final de 1988, 1994 e 2000 estas ações foram ordenadas de forma decrescente de acordo com seus betas. Assim formou-se 20 carteiras para cada período, de forma que a primeira carteira contivesse os ativos de maior beta e assim sucessivamente.

A segunda etapa compreendeu os anos de 1989-1990, 1995-1996 e 2001-2002 onde foram calculados os betas de cada ativo novamente, de forma que do período de janeiro de 1989 a dezembro de 1990, teríamos os betas de cada ativo para janeiro de 1991, do período de fevereiro de 1989 a janeiro de 1990 teríamos os betas de cada ativo para fevereiro de 1991, e assim por diante. Depois de calculados os betas para cada ativo, foram calculados as médias ponderadas dos betas destes ativos de modo que se tivesse um valor de beta mensal para cada carteira, nos períodos de 1991-1992, 1997-1998 e 2003-2004, de acordo com a equação abaixo:

$$\beta_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^N \beta_{i,t}}{N}$$

onde,

$\beta_{p,t}$ = Beta de cada carteira no mês t;

$\beta_{i,t}$ = Beta de cada ativo no mês t;

N = número de ações da carteira p.

Na terceira etapa, com base nos valores de betas calculados no período anterior, foram realizadas 24 regressões lineares dos retornos mensais das carteiras observados no mês de referência contra os betas calculados no período anterior.

A equação resultante da regressão linear simples é a linha de mercado de títulos (LMT), conforme demonstra a equação (5). Nesse caso, a_0 deve ser igual ou maior que a taxa livre de risco do mercado e a_1 , maior que zero.

$$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + u_{p,t} \quad (5)$$

onde,

$r_{p,t}$ = retorno de cada carteira p no mês t;

$\beta_{p,t-1}$ = Beta estimado da carteira p no período de 24 meses até o mês t-1;

a_0, a_1 = coeficientes da regressão;

$u_{p,t}$ = Erro associado a cada carteira no mês t.

Da mesma forma que Fama & MacBeth (1973), inseriu-se um termo adicional à equação para tentar provar a inexistência de não-linearidade entre retornos e betas das carteiras, de acordo com a equação abaixo.

$$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + u_{p,t} \quad (6)$$

No caso da evidência de linearidade, o coeficiente a_2 da equação (6) não seria significativamente diferente de zero.

Além disso, para testar se a variância residual é estatisticamente insignificante na explicação da variação da carteira, foi inserido um termo que computa a média aritmética das variâncias residuais dos ativos incluídos em cada carteira.

$$\sigma_{ep}^2 = \frac{\sum_{j=1}^N \sigma^2(u_j)}{N} \quad (7),$$

onde N é o número de ações da carteira p.

Com a inclusão este termo a equação ficou da seguinte forma:

$$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + a_3\sigma_{ep}^2 + u_{p,t} \quad (8)$$

Essa variância foi calculada a partir de uma média ponderada das variâncias residuais dos ativos individuais que a compunham, conforme equação (7). Com isso, pretendeu-se validar uma das propriedades do CAPM: o risco não-sistemático não devia influenciar os retornos esperados das carteiras. De acordo com o CAPM, o coeficiente de

regressão a_3 do termo σ_{ep}^2 não deveria ser significativamente diferente de zero, de acordo com a equação (8).

Numa fase final, obtidas 24 regressões de cada uma das equações citadas acima (5, 6 e 8), foi aplicado um teste estatístico simples para a média populacional a fim de verificar se os valores médios dos coeficientes de regressão poderiam ser considerados diferentes de zero, com um nível de significância ¹ de 5%.

¹ Na realização dos testes não foi levada em consideração a presença de heterocedasticidade nem de autocorrelação dos resíduos.

4. RESULTADOS DOS MODELOS TESTADOS

4.1. RESULTADOS:

A seguir serão apresentados para cada período de teste (1991-1992, 1997-1998 e 2003-2004) quatro tabelas com resultados. A primeira tabela de cada período apresenta os resultados dos coeficientes obtidos para cada modelo, representados pelas equações 5, 6 e 8, mês a mês. A segunda, terceira e quarta tabela de cada período, apresentam os resultados dos testes para verificar se os valores médios dos coeficientes de regressão dos modelos representados pelas equações 5, 6 e 8, poderiam ser considerados diferentes de zero, com um nível de significância de 5%. Nestas tabelas são apresentados também, o desvio padrão destes coeficientes estimados, a estatística t das amostras, o *p-value* e a última coluna, representa a aceitação ou rejeição do teste para verificar se a média dos coeficientes das regressões (equações 5, 6 e 8) são iguais a zero para um nível de significância de 5%.

Nos anexos A, B e C encontram-se os resultados obtidos para os retornos das carteiras, betas e variâncias residuais respectivamente, para cada período de teste.

A estatística *p-value* ou valor-p é definida como o mais baixo nível de significância em que a hipótese nula pode ser rejeitada. Assim, se o *p-value* for maior que o nível de significância que se está adotando, não deve-se rejeitar a hipótese nula, que no caso do teste, representa a situação em que os coeficientes são iguais a zero.

4.1.1. PERÍODO DE 1991-1992:

Para o período de 1991-1992, foram obtidos os seguintes resultados para as três regressões realizadas:

Tabela 5: Resultados obtidos para os coeficientes a_0 , a_1 , a_2 e a_3 , para cada modelo(1991-1992).

	$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + u_{p,t}$		$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + u_{p,t}$			$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + a_3\sigma_{\varphi}^2 + u_{p,t}$			
	a_0	a_1	a_0	a_1	a_2	a_0	a_1	a_2	a_3
jan/91	130,497	-39,188	-145,237	519,136	-278,426	-170,255	576,780	-307,961	-0,002
fev/91	32,000	-3,009	-498,529	1072,451	-537,901	-338,825	722,213	-358,523	0,005
mar/91	26,572	-31,384	65,691	-110,623	39,617	192,760	-389,719	182,610	0,004
abr/91	-24,987	40,117	-349,574	701,036	-332,036	-161,491	271,968	-107,592	0,009
mai/91	62,031	0,572	-112,822	362,589	-183,738	-142,373	430,754	-219,006	-0,002
jun/91	74,326	-56,300	-63,669	228,792	-144,763	-113,295	341,177	-201,943	-0,003
jul/91	-0,247	12,103	-3,182	18,202	-3,106	-20,702	61,150	-24,943	-0,002
ago/91	33,900	-22,329	-243,806	558,279	-297,369	-246,957	575,490	-301,485	-0,007
set/91	12,016	2,220	-216,077	476,480	-241,313	-221,080	466,593	-238,136	0,008
out/91	43,629	-18,550	-60,429	197,632	-109,939	-50,239	191,657	-106,277	-0,005
nov/91	-27,705	28,558	205,995	-457,393	247,642	182,133	-390,046	212,083	-0,005
dez/91	-20,908	65,781	-120,260	272,112	-105,250	-67,639	117,181	-26,426	0,015
jan/92	153,780	-13,255	14,209	274,592	-145,827	-41,709	380,103	-200,344	0,004
fev/92	-0,810	14,185	-110,431	218,378	-92,309	-107,618	210,486	-89,553	0,001
mar/92	42,844	-5,318	-5,180	84,194	-40,319	2,945	74,858	-35,787	-0,002
abr/92	0,922	50,071	162,791	-251,255	135,432	175,019	-259,583	140,226	-0,006
mai/92	24,565	-5,031	-12,744	65,855	-32,461	-17,451	80,025	-37,919	-0,003
jun/92	-6,450	2,901	-26,317	40,790	-17,404	-24,190	35,168	-15,465	0,001
jul/92	22,600	9,100	28,963	-2,987	5,540	28,855	-2,686	5,426	0,000
ago/92	-23,926	53,351	148,194	-278,910	154,841	147,176	-276,254	153,816	0,000
set/92	39,850	-15,215	49,638	-34,152	8,829	52,311	-42,097	11,333	0,002
out/92	19,737	-5,037	58,329	-79,698	34,757	57,015	-71,463	32,831	-0,004
nov/92	17,258	-2,374	58,441	-82,341	37,243	52,820	-86,627	34,627	0,010
dez/92	35,232	7,291	66,055	-52,556	27,881	68,303	-71,669	32,117	0,009

Tabela 6: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de um único fator(β) (1991-1992).

	Média	Desvio Padrão	t amostra	p-value	$\alpha=5\%$
a_0	27,780	44,412	3,064	0,005	Rejeitado
a_1	2,886	29,070	0,486	0,631	Aceito

Tabela 7: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0, a_1) para o modelo de dois fatores (β, β^2) (1991-1992).

	Média	Desvio Padrão	t amostra	p-value	$\alpha=5\%$
a_0	-46,248	162,120	-1,398	0,176	Aceito
a_1	155,858	341,332	2,237	0,035	Rejeitado
a_2	-77,932	174,126	-2,193	0,039	Rejeitado

Tabela 8: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0, a_1) para o modelo de três fatores (β, β^2 e σ_{ep}^2) (1991-1992).

	Média	Desvio Padrão	t amostra	p-value	$\alpha=5\%$
a_0	-31,854	139,429	-1,119	0,275	Aceito
a_1	122,728	305,106	1,971	0,061	Aceito
a_2	-61,095	157,503	-1,900	0,070	Aceito
a_3	0,001	0,006	0,999	0,328	Aceito

Nos parâmetros pesquisados para este período, a hipótese de o coeficiente a_0 da regressão ser igual a zero é rejeitada para o modelo com um único fator(β), conforme descreve a Tabela 6, um resultado previsível de acordo com o que preceitua o CAPM. Quando são inseridos os termos β^2 e σ_{ep}^2 (Tabelas 7 e 8) o resultado muda e a hipótese nula é aceita.

Em relação ao coeficiente a_1 , apenas no modelo de 2 (dois) fatores (Tabela 7) a hipótese nula é rejeitada, estando de acordo com o conceito de prêmio de risco. Nos outros dois modelos a hipótese nula é aceita contrariando o conceito de prêmio de risco (Tabelas 6 e 8).

Em relação ao coeficiente a_2 a hipótese nula é rejeitada no modelo de 2 (dois) fatores (Tabela 7) contrariando a hipótese de linearidade da Linha de Mercado de Títulos. Contudo, no modelo de 3 (três) fatores a hipótese nula é aceita, o que sugere a condição de linearidade da Linha de Mercado de Títulos, conforme o esperado.

Com relação ao coeficiente a_3 , a hipótese nula é aceita (Tabela 8), assim, o resultado obtido sugere a condição de que a variância residual não exerce influência nos retornos das carteiras, de acordo com o que propõe o CAPM.

4.1.2. PERÍODO DE 1997-1998

Para o período de 1997-1998, foram obtidos os seguintes resultados para as três regressões realizadas:

Tabela 9: Resultados obtidos para os coeficientes a_0 , a_1 , a_2 e a_3 , para cada modelo(1997-1998)

	$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + u_{p,t}$		$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + u_{p,t}$			$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + a_3\sigma_{\varphi}^2 + u_{p,t}$			
	a_0	a_1	a_0	a_1	a_2	a_0	a_1	a_2	a_3
jan/97	7,292	-0,375	-18,979	53,240	-23,907	-26,282	59,812	-27,396	0,031
fev/97	1,096	7,669	1,409	6,855	0,424	9,727	1,916	4,499	-0,051
mar/97	-3,053	4,291	-6,263	11,514	-3,440	-8,677	11,266	-3,443	0,016
abr/97	4,136	-1,359	2,198	2,407	-1,606	2,452	2,442	-1,619	-0,002
mai/97	4,110	1,794	23,498	-37,148	16,816	25,523	-36,245	16,576	-0,016
jun/97	9,075	5,587	30,545	-34,454	16,261	28,154	-34,399	16,141	0,015
jul/97	11,308	-3,702	9,396	-0,527	-1,151	9,526	1,374	-1,759	-0,008
ago/97	-7,758	2,488	1,052	-8,811	2,569	-7,825	-6,529	1,471	0,046
set/97	14,192	-8,705	23,099	-23,153	5,208	28,477	-24,467	5,660	-0,025
out/97	-12,781	-3,198	-9,039	-9,222	2,155	-7,295	-10,175	2,453	-0,006
nov/97	-11,322	0,705	-23,241	19,793	-6,914	-19,178	22,024	-7,792	-0,028
dez/97	-0,188	1,631	19,629	-30,678	12,152	20,516	-40,132	15,592	0,027
jan/98	-10,968	3,171	-8,289	-1,086	1,566	-8,649	5,187	-0,538	-0,020
fev/98	-0,142	6,228	-35,553	68,246	-25,499	-44,111	92,947	-34,100	-0,042
mar/98	6,924	9,550	5,155	12,798	-1,386	13,107	-14,382	8,781	0,048
abr/98	8,411	-1,290	-12,233	36,132	-15,704	-14,716	38,806	-17,264	0,008
mai/98	0,372	-9,559	-9,306	8,424	-7,767	-12,086	9,193	-9,466	0,021
jun/98	-12,815	4,613	-10,824	0,932	1,578	-3,942	-6,907	6,168	-0,022
jul/98	-3,102	4,570	-7,303	12,251	-3,297	-0,181	4,019	1,808	-0,025
ago/98	-20,956	-0,892	17,972	-72,440	30,828	8,167	-60,200	23,819	0,029
set/98	-19,708	11,283	33,599	-91,448	47,149	41,854	-100,207	52,784	-0,030
out/98	-7,260	6,122	-37,872	65,547	-27,617	-26,291	49,470	-18,350	-0,028
nov/98	14,203	-0,037	35,703	-41,702	19,335	44,225	-53,662	26,047	-0,019
dez/98	27,173	-26,814	35,598	-43,969	8,322	24,004	-32,083	2,354	0,028

Tabela 10: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de um único fator(β)(1997-1998)

	Média	Desvio Padrão	t amostra	p -value	$\alpha=5\%$
a_0	-0,073	11,599	-0,031	0,976	Aceito
a_1	0,574	7,731	0,364	0,719	Aceito

Tabela 11: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0, a_1) para o modelo de dois fatores (β, β^2) (1997-1998)

	Média	Desvio Padrão	t amostra	<i>p-value</i>	$\alpha=5\%$
a_0	2,498	21,433	0,571	0,574	Aceito
a_1	-4,021	39,098	-0,504	0,619	Aceito
a_2	1,920	16,984	0,554	0,585	Aceito

Tabela 12: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0, a_1) para o modelo de três fatores (β, β^2 e σ_{ep}^2) (1997-1998)

	Média	Desvio Padrão	t amostra	<i>p-value</i>	$\alpha=5\%$
a_0	3,187	22,345	0,699	0,492	Aceito
a_1	-5,039	41,174	-0,600	0,555	Aceito
a_2	2,601	18,116	0,703	0,489	Aceito
a_3	-0,002	0,028	-0,390	0,700	Aceito

Nos parâmetros pesquisados para este período, a hipótese de o coeficiente a_0 de a regressão ser igual a zero é aceita para todos os modelos (Tabelas 10, 11 e 12), contrariando o previsto no modelo CAPM .

Em relação ao coeficiente a_1 nos três modelos a hipótese nula é aceita contrariando o conceito de prêmio de risco (Tabelas 10, 11 e 12).

Em relação aos coeficientes a_2 e a_3 a hipótese nula é aceita nos dois modelos (Tabelas 11 e 12) o que sugere a condição de linearidade da Linha de Mercado de Títulos, além de denotar que o risco não sistemático não exerce influência no retorno das carteiras, conforme o esperado pelo CAPM.

4.1.3. PERÍODO DE 2003-2004

Para o período de 2003-2004, foram obtidos os seguintes resultados para as três regressões realizadas:

Tabela 13: Resultados obtidos para os coeficientes a_0 , a_1 , a_2 e a_3 , para cada modelo (2003-2004).

	$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + u_{p,t}$		$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + u_{p,t}$			$r_{p,t} = a_0 + a_1\beta_{p,t-1} + a_2\beta_{p,t-1}^2 + a_3\sigma_{ep}^2 + u_{p,t}$			
	a_0	a_1	a_0	a_1	a_2	a_0	a_1	a_2	a_3
jan/03	-1,431	1,348	4,618	-41,576	68,659	3,442	-40,057	67,183	0,005
fev/03	-1,531	1,275	-16,540	138,941	-272,314	-18,586	142,306	-274,744	0,009
mar/03	4,242	1,063	3,736	3,426	-0,472	2,963	4,738	-0,742	0,003
abr/03	-4,630	63,690	9,765	-83,908	316,506	9,374	-82,246	313,735	0,001
mai/03	-0,109	25,453	-5,461	75,009	-93,125	-2,763	64,487	-75,269	-0,008
jun/03	3,507	-6,873	4,313	-14,821	15,536	15,272	-69,125	112,329	-0,028
jul/03	4,668	2,635	-4,962	96,670	-183,554	-14,514	144,475	-269,146	0,024
ago/03	6,597	4,545	-4,992	26,828	-9,831	-8,692	29,454	-11,072	0,017
set/03	9,714	0,685	10,236	-0,367	0,488	13,611	-1,831	1,329	-0,020
out/03	5,930	-0,295	7,333	-3,712	1,697	7,599	-3,853	1,764	-0,001
nov/03	3,882	4,195	1,233	10,922	-3,398	2,831	10,552	-3,253	-0,010
dez/03	11,487	0,773	7,974	10,800	-5,157	9,566	10,722	-5,133	-0,011
jan/04	0,418	1,356	-9,729	32,006	-17,594	-12,343	31,957	-17,555	0,018
fev/04	-1,830	1,805	-3,339	6,064	-2,371	-0,842	5,419	-1,989	-0,016
mar/04	5,000	-3,188	9,544	-15,756	6,956	15,197	-16,223	7,347	-0,040
abr/04	-2,744	-5,351	-2,753	-5,326	-0,014	-3,244	-5,231	-0,070	0,003
mai/04	0,150	-1,412	-10,748	27,335	-15,520	-10,209	27,233	-15,464	-0,004
jun/04	3,927	5,209	-5,297	27,305	-11,132	2,251	23,059	-8,985	-0,041
jul/04	0,870	8,339	-11,530	37,412	-14,431	-11,255	37,412	-14,433	-0,002
ago/04	6,073	5,461	-6,068	33,395	-13,470	-4,893	32,913	-13,256	-0,007
set/04	9,320	-1,929	12,525	-9,629	3,873	4,163	-11,841	4,701	0,067
out/04	1,783	-0,698	-4,629	15,462	-8,476	-2,683	15,958	-8,392	-0,017
nov/04	-1,469	7,273	-3,726	13,159	-3,131	-3,320	13,174	-3,050	-0,004
dez/04	15,256	-5,683	8,417	12,242	-9,580	10,001	12,109	-9,114	-0,015

Tabela 14: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0 , a_1) para o modelo de um único fator (β)(2003-2004)

	Média	Desvio Padrão	t amostra	p-value	$\alpha=5\%$
a_0	3,295	4,897	3,296	0,003	Rejeitado
a_1	4,570	14,085	1,589	0,126	Aceito

Tabela 15: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0, a_1) para o modelo de dois fatores (β, β^2) (2003-2004)

	Média	Desvio Padrão	t amostra	<i>p-value</i>	$\alpha=5\%$
a_0	-0,420	8,082	-0,255	0,801	Aceito
a_1	16,328	43,663	1,832	0,080	Aceito
a_2	-10,411	97,912	-0,521	0,607	Aceito

Tabela 16: Teste para verificar a nulidade das médias dos coeficientes da regressão (a_0, a_1) para o modelo de três fatores (β, β^2 e σ_{ep}^2) (2003-2004)

	Média	Desvio Padrão	t amostra	<i>p-value</i>	$\alpha=5\%$
a_0	0,122	9,585	0,062	0,951	Aceito
a_1	15,648	50,862	1,507	0,145	Aceito
a_2	-9,303	108,044	-0,422	0,677	Aceito
a_3	-0,003	0,022	-0,704	0,488	Aceito

Nos parâmetros pesquisados para este período, a hipótese de o coeficiente a_0 da regressão ser igual a zero é rejeitada para o modelo com um único fator (β), conforme descreve a Tabela 14, um resultado previsível de acordo com o que propõe o CAPM. Mas quando são inseridos os termos β^2 e σ_{ep}^2 (Tabelas 15 e 16) o resultado muda e a hipótese nula é aceita.

Em relação ao coeficiente a_1 nos três modelos a hipótese nula é aceita contrariando o conceito de prêmio de risco (Tabelas 14, 15 e 16).

Em relação aos coeficientes a_2 e a_3 a hipótese nula é aceita nos dois modelos (Tabelas 15 e 16) o que sugere a condição de linearidade da Linha de Mercado de Títulos, além de denotar que o risco não sistemático não exerce influência no retorno das carteiras conforme o esperado pelo CAPM.

5. CONCLUSÕES FINAIS

De um modo geral os resultados obtidos na dissertação são um pouco diferentes dos resultados obtidos por Fama e MacBeth (1973) para a economia americana.

Fama e MacBeth examinaram o coeficiente de β para o período completo e concluíram que há evidências de que a relação entre retorno esperado beta é positiva, além de linear. Fama e MacBeth observam que o valor do intercepto é geralmente superior a R_F , e que o coeficiente de β é estatisticamente maior do que zero durante o período completo. Já os resultados para economia brasileira denotam que no mercado acionário brasileiro, não há a exigência de retornos adicionais por maior exposição ao risco sistemático, segundo premissa do modelo CAPM. Ou seja, a média dos valores dos coeficientes estimados do termo β , não foram estatisticamente maiores do que zero nos períodos considerados.

Fama e MacBeth concluíram ainda, para a economia americana, que o coeficiente do termo β^2 é pequeno, não é estatisticamente significativo e muda de sinal de um subperíodo a outro. Portanto, o termo que contém o quadrado de beta não influencia o retorno esperado dos títulos, e tampouco seu coeficiente fornece informação útil para a adoção de uma estratégia de investimento. Para a economia brasileira os resultados foram semelhantes. Os valores encontrados para a média dos coeficientes de β^2 sugerem que os mesmos não são estatisticamente diferentes de zero nos períodos considerados, o que indica que a Linha de Mercado de Títulos é linear de acordo com o que preceitua o modelo CAPM.

Fama e MacBeth constataram também, para a economia americana, que o coeficiente da variância residual no período completo é baixo e não é estatisticamente diferente de zero. Além disso, quando são examinados esse termo, em diversos subperíodos, notou-se que é baixo em cada subperíodo, e não é significativamente diferente de zero. Concluíram então, que o risco residual não afeta o retorno esperado de um título. Os resultados obtidos para a economia brasileira confirmam estes resultados. Os valores obtidos para a média dos coeficientes da variância residual (σ_{ep}^2), mostram que os mesmos não são baixos em magnitude e estatisticamente diferentes de zero nos períodos considerados, o que indica que o risco não sistemático não exerce influência nos retornos esperados das carteiras, de acordo com o que preceitua o modelo CAPM.

Como conclusão final, pode-se dizer que no mercado acionário brasileiro não existe a exigência de retornos adicionais por maior exposição ao risco sistemático. Contudo,

os resultados podem ser questionados tendo em vista as restrições impostas ao tamanho da amostra, principalmente no que se refere ao número de ativos à disposição para o teste empírico. Estas restrições ocorreram pois se decidiu manter na amostra apenas os ativos que tivessem pelo menos 95% das cotações no período considerado, como descrito no item 3.2 desta dissertação. Assim, como sugestão a outros trabalhos, propõe-se que seja realizada uma menor restrição na escolha dos ativos, visando assim, possuir uma amostra maior para realização dos testes empíricos.

REFERÊNCIAS

MARKOWITZ, H. “Portfolio Selection”, **Journal of Finance**, v.7, p. 77-91, Mar.1952.

SHARPE, WILLIAM F., “Capital Assets Price: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, **Journal of Finance**, v.19, p. 425-442, Set. 1964.

SHARPE, WILLIAM F., COOPER, G.M., “Risk-Return class of New York Stock Exchange common stocks, 1931-1967”, **Financial Analysts Journal**, v. 28, n. 2, p.46-52, Mar./Apr. 1972.

MILLER, M. and SCHOLLES, M. “**Rate of Return in Relation to Risk: A Reexamination of some recent Findings**”, In Jensen, M., ed. *Studies in the Theory of Capital Market*. New York, Praeger, 1972.

BLACK, F., JENSEN M.C. and SCHOLLES, M. “**The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests**”, In Jensen, M., ed. *Studies in the Theory of Capital Market*. New York, Praeger, 1972.

FAMA, E. and MCBETH, J.D. “Risk, return and equilibrium: Empirical tests”, **Journal of Political Economy**, v. 71, p. 607-636, May/June 1973.

ROLL, R., “A Critique of the asset pricing theory’s tests: part I: on the past and potential testability of the theory”, **Journal of Financial Economics**, v. 4, n. 2, p. 129-176, Mar. 1977.

GUJARATI, DAMODAR N. **Econometria Básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

MADDALA, G.S. **Introdução à Econometria**. 3.ed. São Paulo: LTC , 2003.

ROSS, S. WESTERFIELD, R.W. e JAFFE, J.F. **Administração Financeira**, São Paulo: Atlas, 2002.

ELTON, E. J. And GRUBER, M.J. **Modern Portfolio Theory and Investments Analysis**. 2.ed. Nova York: John and Wiley and Sons, 1984.

BLAKE, C., ELTON, E. J., GRUBER, M.J., DESANTIS, G., FINNERTY J., GOETZMANN, WILLIAM N. And RONN, EHUD. **The Investment Portfolio User's Manual**, Intellipro Inc,1998.

RIBENBOIM, GUILHERME. **Teste do modelo CAPM com dados brasileiros**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 1998 (Dissertação de Mestrado).

ANEXOS

ANEXO A – Retornos médios mensais observados para as 20 carteiras nos três períodos considerados

A.1. PERÍODO DE 1991-1992:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/91	129,949	79,759	97,083	143,983	103,811	74,157	87,465	84,430	72,378	88,423
fev/91	36,579	32,696	43,940	33,185	40,348	16,148	20,164	17,488	35,506	27,448
mar/91	-14,736	-3,335	-13,623	7,912	-11,565	-21,041	-4,716	-2,831	-13,223	-6,683
abr/91	7,541	25,694	23,365	9,322	17,483	20,733	14,157	6,894	20,995	-9,414
mai/91	52,183	39,351	42,463	35,631	78,529	124,673	44,787	69,854	37,356	54,057
jun/91	10,667	23,431	20,653	16,403	7,645	15,429	11,013	22,273	-7,839	-3,678
jul/91	2,203	7,160	13,099	35,235	8,227	12,693	8,084	17,031	8,282	4,152
ago/91	12,166	6,517	3,998	-8,992	-7,834	32,263	-3,282	5,013	-2,442	30,066
set/91	17,206	15,083	20,216	27,003	12,790	18,947	24,181	16,504	-3,618	1,633
out/91	11,487	3,851	23,755	22,457	13,044	27,424	22,275	14,720	34,860	20,690
nov/91	-3,723	9,818	3,834	12,060	1,590	-4,328	-9,860	0,691	5,271	3,945
dez/91	10,940	21,631	16,366	36,230	57,060	79,717	50,897	58,625	54,069	43,458
jan/92	145,641	163,878	104,174	120,372	137,225	166,909	128,423	141,487	99,877	110,073
fev/92	7,807	9,006	19,084	15,740	18,758	3,111	30,565	8,350	0,463	6,226
mar/92	25,325	28,739	50,141	51,962	54,278	30,710	39,946	24,919	26,821	45,601
abr/92	82,872	63,673	94,328	34,147	35,846	52,019	46,109	24,202	53,191	42,290
mai/92	55,134	9,925	-3,975	15,990	36,336	18,928	39,150	18,712	14,754	25,157
jun/92	-3,916	7,287	15,840	-12,253	-2,515	-14,968	-6,167	-1,034	-9,422	5,558
jul/92	34,037	26,040	11,692	20,653	38,438	43,943	24,858	19,063	30,927	28,671
ago/92	25,966	16,269	45,906	36,220	39,436	31,203	9,251	25,410	10,274	20,667
set/92	10,377	10,282	33,242	34,140	26,782	8,413	29,958	46,188	25,743	14,714
out/92	4,282	28,899	10,293	-3,865	12,422	14,500	19,390	6,349	12,353	15,112
nov/92	2,093	11,723	21,933	8,674	17,166	8,168	1,733	9,475	12,304	14,353
dez/92	50,459	53,875	42,037	23,516	34,235	30,699	23,076	42,691	48,606	34,859

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/91	87,362	112,495	90,699	76,039	72,877	104,032	62,028	41,869	108,860	96,791
fev/91	2,214	11,953	26,833	72,221	5,793	30,463	36,103	18,224	64,377	6,502
mar/91	-15,354	-17,103	-15,616	1,201	-3,985	-15,882	17,627	-2,060	12,355	9,462
abr/91	32,504	1,404	2,131	19,901	36,717	23,780	-8,414	4,681	69,550	5,015
mai/91	54,657	81,790	53,785	92,091	80,410	63,907	68,117	71,500	61,312	45,969
jun/91	32,103	13,914	9,227	24,501	2,350	62,761	23,989	12,884	11,382	17,675
jul/91	14,439	13,167	7,917	35,550	22,802	2,883	5,450	14,611	-6,476	18,878
ago/91	-4,612	31,678	-19,976	-4,635	46,611	-0,052	-2,010	2,201	4,940	96,385
set/91	3,435	5,292	17,827	29,388	15,076	-6,821	12,749	-0,831	22,937	37,224
out/91	15,005	15,316	3,530	19,868	62,464	73,188	25,557	49,688	21,230	8,531
nov/91	27,207	-7,399	17,694	11,743	4,595	-22,025	-8,745	12,334	5,852	-23,622
dez/91	13,087	88,083	32,006	58,906	73,950	27,327	27,107	23,774	59,851	93,595
jan/92	208,010	119,597	242,668	96,399	109,227	146,050	130,140	133,019	169,929	129,785
fev/92	16,557	17,661	15,870	3,623	15,651	23,835	25,328	-4,055	24,551	6,298
mar/92	47,770	64,144	28,485	41,712	48,315	32,606	27,809	29,899	23,844	27,685
abr/92	63,295	25,036	89,902	6,745	16,731	84,443	64,991	64,673	24,640	45,951
mai/92	-0,444	19,819	11,089	27,594	31,278	7,203	19,094	-3,299	32,893	16,544
jun/92	-12,110	-11,095	1,443	-7,099	-18,287	11,262	-3,705	2,033	-3,843	-8,705
jul/92	41,703	34,921	29,182	33,461	62,315	39,620	26,088	26,305	39,067	21,265
ago/92	9,960	6,052	88,053	20,798	29,819	26,487	16,589	34,934	56,502	25,711
set/92	31,092	6,034	20,613	26,176	35,065	28,198	29,086	22,254	29,577	29,166
out/92	32,974	-0,392	10,940	16,193	29,412	12,243	17,605	42,150	7,579	7,083
nov/92	22,835	-5,421	19,346	14,776	17,844	25,275	14,977	24,323	14,637	42,305
dez/92	19,731	55,600	57,662	48,902	27,999	64,297	31,202	46,613	46,705	65,223

A.2. PERÍODO DE 1997-1998:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/97	23,744	22,556	2,235	15,160	9,668	-2,567	-6,743	-3,039	8,339	-4,665
fev/97	-7,709	1,209	18,902	9,134	13,460	15,633	10,356	11,270	7,735	11,922
mar/97	4,035	-3,896	6,539	-2,553	0,699	8,400	-4,702	2,606	-4,948	6,854
abr/97	-3,508	9,488	-1,924	1,505	-7,314	-2,731	4,192	10,819	-0,854	18,419
mai/97	-9,149	1,346	2,577	8,440	6,522	12,711	3,978	2,657	5,204	7,033
jun/97	24,041	15,709	24,419	23,677	11,908	28,470	8,008	5,603	4,338	23,081
jul/97	5,776	6,897	2,134	2,297	7,707	10,992	12,302	19,543	12,731	10,942
ago/97	11,642	-14,122	-5,820	-10,654	-11,028	-1,936	-20,627	-9,976	-8,979	7,309
set/97	-1,020	17,163	-9,907	9,355	6,457	-5,336	4,171	-0,525	-0,766	0,755
out/97	-14,437	-27,659	-14,686	-23,079	-14,068	-26,436	-29,764	-3,644	-6,651	-24,159
nov/97	-22,265	6,773	-21,331	-3,546	-4,527	-6,310	-11,631	-16,087	-12,609	-3,964
dez/97	19,168	-9,530	14,865	2,970	-1,106	-11,038	-18,628	9,387	6,453	0,536
jan/98	-10,212	-15,661	-18,947	-5,289	-5,646	3,032	-2,499	-1,686	-6,003	-7,043
fev/98	-0,677	22,146	23,157	12,738	0,805	4,325	11,320	-2,413	1,843	8,208
mar/98	9,437	6,429	13,873	10,405	12,230	24,847	28,063	14,209	9,930	55,528
abr/98	15,209	5,032	0,668	9,967	17,392	1,362	0,349	9,357	6,076	-4,196
mai/98	0,240	-20,837	-16,366	-18,787	-0,935	-5,341	-16,534	-9,005	-6,469	-20,613
jun/98	-18,412	-10,636	-6,718	-3,806	-8,563	-13,015	0,206	-4,616	-12,805	-6,657
jul/98	1,479	1,556	0,591	11,147	-19,102	6,819	-6,083	1,206	5,535	9,543
ago/98	-12,755	-41,129	-14,562	-28,620	-16,278	-20,563	-24,426	-25,408	-9,194	-15,200
set/98	-17,462	23,880	-11,994	-6,067	-2,207	-1,958	-16,129	-7,577	-8,115	-7,831
out/98	-8,299	7,758	12,330	11,185	-4,296	-2,067	0,336	2,941	-7,980	3,318
nov/98	17,582	38,925	2,569	7,250	4,800	4,523	11,735	31,038	43,747	19,075
dez/98	17,771	-21,623	-0,412	-5,796	-6,320	7,672	-11,848	-5,694	-3,282	-6,243

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/97	0,302	-3,922	13,529	24,881	7,962	-5,077	19,044	7,133	4,895	3,626
fev/97	14,414	26,978	13,899	2,698	21,414	-8,093	2,728	19,600	11,440	-2,680
mar/97	-1,180	-4,011	1,757	10,366	-3,467	-3,394	-1,610	13,442	4,930	4,314
abr/97	3,243	0,184	3,631	0,921	2,472	6,429	6,204	0,764	2,802	-2,511
mai/97	4,313	1,161	-0,020	14,601	17,956	29,533	-4,567	8,703	6,293	2,317
jun/97	0,202	35,631	1,732	0,698	31,041	11,224	10,004	12,021	3,294	27,212
jul/97	14,762	-4,152	12,304	4,704	2,204	-1,403	1,926	4,758	12,667	3,292
ago/97	-18,474	-0,948	2,669	-0,402	-7,893	3,713	5,927	-0,549	-10,257	-1,428
set/97	4,605	-3,767	6,013	2,151	-0,976	4,005	28,111	10,531	3,828	6,967
out/97	-12,803	-12,033	-17,002	-7,743	-18,085	-20,252	-13,503	-27,617	-12,898	-4,179
nov/97	-5,685	-13,841	-11,150	-29,815	-16,587	-15,552	-10,529	-1,020	-7,343	-2,008
dez/97	-3,368	0,580	6,337	-3,002	9,169	2,359	1,072	7,173	1,927	0,238
jan/98	-7,890	-6,766	-8,184	-11,295	-1,614	-17,586	-7,817	-1,598	0,583	-9,103
fev/98	3,023	7,944	21,660	6,654	-2,415	-1,072	3,637	20,169	4,170	1,891
mar/98	27,533	16,434	15,005	31,743	26,303	22,232	5,939	9,786	11,684	15,312
abr/98	3,741	19,522	8,964	6,336	23,916	4,407	6,289	2,966	-5,154	6,827
mai/98	-7,998	-10,338	-8,599	-4,816	-15,456	-9,222	-6,133	-16,746	-13,393	1,644
jun/98	-14,912	-11,271	-5,649	-2,125	-4,926	-6,932	-9,055	0,808	-5,358	-9,277
jul/98	-0,171	5,911	2,687	-0,731	-2,057	8,241	-2,263	14,637	1,842	-1,017
ago/98	-23,503	-33,975	-27,379	-15,634	-17,148	-19,773	-23,903	-29,778	-28,372	-11,331
set/98	-22,578	3,482	-7,309	-20,705	-11,147	-14,447	2,539	2,153	-9,306	-11,619
out/98	9,450	-10,616	-5,981	-14,705	-6,779	-3,184	-17,081	6,352	15,473	1,269
nov/98	29,716	9,615	5,734	18,745	14,325	3,169	0,247	7,270	21,142	-7,966
dez/98	9,653	-6,431	-4,901	-7,419	-9,303	14,539	9,818	-9,272	-16,910	17,963

A.3. PERÍODO DE 2003-2004:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/03	-0,435	-5,113	-4,495	2,150	-6,890	1,256	1,394	-1,934	-4,223	-0,288
fev/03	-1,691	6,936	5,232	7,369	-5,991	-1,861	-3,321	-0,472	-5,534	-1,510
mar/03	7,770	4,148	5,678	3,532	3,669	10,210	6,326	4,201	1,824	13,332
abr/03	10,068	1,624	3,879	3,236	41,337	25,850	6,498	2,999	3,276	16,569
mai/03	-3,306	-3,069	16,794	14,023	17,222	1,061	0,842	6,040	6,430	8,100
jun/03	-5,001	10,849	3,222	-1,124	3,705	2,420	-0,628	2,034	5,381	3,723
jul/03	1,479	6,329	12,253	6,202	-0,588	8,789	6,565	6,666	4,913	10,677
ago/03	18,407	14,291	16,051	5,973	19,184	20,538	10,050	15,555	15,601	18,859
set/03	-0,094	6,321	1,694	9,087	11,969	5,874	8,832	13,287	9,357	9,813
out/03	3,098	7,795	-2,479	5,456	10,677	5,753	3,828	17,312	12,871	11,672
nov/03	7,344	10,051	11,186	5,753	3,763	13,842	18,513	5,496	18,001	7,723
dez/03	10,218	24,299	16,764	13,117	15,109	22,112	2,719	8,385	11,704	11,923
jan/04	9,756	-11,205	2,820	1,499	-2,803	4,939	14,446	3,031	4,955	-6,947
fev/04	-8,678	0,842	5,564	8,174	1,552	5,280	-8,258	0,537	-4,858	0,403
mar/04	-9,690	1,956	4,299	-2,724	2,279	3,132	2,150	-3,220	1,846	10,174
abr/04	-6,058	-12,505	-7,556	-6,869	-14,934	-11,314	-0,484	-4,963	-9,017	-7,425
mai/04	1,664	3,805	-1,193	4,388	-5,945	-3,885	-4,502	0,549	-2,709	-0,325
jun/04	10,654	4,288	4,571	-0,354	10,418	12,494	6,440	8,214	-5,029	11,286
jul/04	2,722	12,188	12,172	10,143	15,043	9,561	7,558	14,016	6,575	23,731
ago/04	22,117	27,861	16,238	5,028	14,089	22,139	9,942	13,999	11,079	3,547
set/04	6,532	-4,823	0,908	5,521	13,303	6,056	3,056	5,355	43,343	10,031
out/04	-4,173	-2,958	-2,801	1,051	-0,875	3,812	13,691	4,059	-4,828	-0,429
nov/04	2,442	6,557	10,990	9,873	9,925	9,280	3,410	8,986	9,086	6,294
dez/04	5,450	11,767	2,775	40,267	10,502	3,223	16,785	24,358	2,017	-0,870

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/03	-8,777	5,556	-7,379	6,574	-6,716	8,429	2,271	-3,311	-7,300	8,591
fev/03	-3,340	-1,040	-7,061	-11,368	-1,569	2,055	11,489	-2,869	-10,147	0,247
mar/03	5,612	-1,076	9,904	9,284	-4,474	6,314	0,995	-3,538	3,512	7,324
abr/03	15,691	3,377	10,609	29,460	8,887	0,950	-2,413	1,246	3,416	2,054
mai/03	5,783	9,253	4,495	9,855	4,575	4,736	0,676	19,357	-0,538	-4,113
jun/03	10,006	4,683	-4,735	-12,401	3,460	-1,581	2,961	-0,218	6,590	5,126
jul/03	-1,877	5,278	3,877	8,925	-4,490	-1,089	7,874	3,863	19,328	0,741
ago/03	6,420	7,851	13,820	9,372	10,929	6,477	9,938	4,786	-0,222	-0,503
set/03	8,133	11,934	22,245	10,245	18,760	7,016	18,318	9,759	5,153	20,412
out/03	14,993	0,172	-5,314	4,675	6,882	-0,652	-5,185	5,742	4,709	10,668
nov/03	5,532	16,720	1,309	21,548	13,316	7,956	-4,655	5,211	3,544	-8,399
dez/03	21,578	5,446	15,133	3,885	21,043	13,053	9,213	4,529	9,594	5,599
jan/04	7,496	9,266	4,226	-9,966	-4,084	6,517	16,271	0,056	-7,172	-9,175
fev/04	-2,743	-0,032	2,266	1,576	-7,282	0,558	2,006	4,883	-3,399	-1,251
mar/04	0,055	7,621	2,312	-0,877	0,578	7,100	0,033	-1,996	-0,691	16,323
abr/04	-5,679	-7,589	-13,544	-7,947	-14,179	-3,460	-7,925	-8,692	-6,753	2,506
mai/04	-6,007	-7,044	10,373	-7,261	-3,313	3,018	-0,362	5,442	-2,291	-8,297
jun/04	5,012	10,767	43,315	10,561	13,419	12,064	8,694	8,315	4,797	-3,113
jul/04	7,897	7,711	20,940	5,743	9,281	5,772	7,811	-1,663	-0,528	-1,293
ago/04	5,784	15,182	8,451	7,013	11,450	10,424	5,566	18,423	-1,762	-2,207
set/04	2,297	8,776	13,984	10,153	6,888	11,191	6,838	-3,030	2,971	0,984
out/04	7,283	-2,275	12,504	5,305	-0,522	1,367	1,537	1,933	-2,137	-8,419
nov/04	6,781	5,403	1,488	7,675	6,729	-3,165	-3,964	-0,221	-1,092	1,545
dez/04	14,374	18,309	16,162	1,365	1,956	16,944	-1,571	7,371	14,172	-0,628

ANEXO B – Betas médios mensais calculados para as 20 carteiras nos três períodos considerados

B.1. PERÍODO DE 1991-1992:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/91	0,987	0,960	1,093	0,915	1,035	1,116	1,047	1,184	1,203	1,135
fev/91	1,111	0,937	1,127	1,068	1,075	1,097	1,037	1,185	1,163	1,115
mar/91	1,096	0,934	1,125	1,065	1,072	1,093	1,040	1,187	1,165	1,117
abr/91	1,095	0,937	1,125	1,043	1,075	1,106	1,046	1,171	1,171	1,117
mai/91	1,111	0,835	1,113	1,085	1,083	1,103	1,046	1,128	1,221	1,184
jun/91	1,093	0,820	1,085	1,053	1,093	1,176	1,017	1,123	1,166	1,146
jul/91	1,091	0,785	1,086	1,031	1,098	1,170	1,005	1,123	1,191	1,157
ago/91	1,087	0,767	1,119	0,962	1,080	1,129	1,002	1,131	1,198	1,114
set/91	1,074	0,762	1,136	0,993	1,120	1,122	1,026	1,119	1,215	1,126
out/91	1,078	0,756	1,126	0,981	1,119	1,116	1,026	1,121	1,221	1,131
nov/91	1,098	0,782	1,136	1,009	1,111	1,125	1,027	1,120	1,223	1,123
dez/91	1,095	0,768	0,917	1,003	1,108	1,137	1,044	1,107	1,209	1,143
jan/92	1,023	0,797	1,095	0,929	1,112	1,172	1,046	1,071	1,179	1,032
fev/92	1,057	0,935	0,907	0,884	1,053	1,103	0,989	1,004	0,946	0,902
mar/92	1,090	0,926	0,938	0,887	1,078	1,182	0,994	1,001	0,934	0,816
abr/92	1,120	0,961	0,900	0,943	1,050	1,192	0,972	0,999	0,871	0,806
mai/92	1,168	1,008	0,919	0,951	1,020	1,203	0,918	0,973	0,787	0,802
jun/92	1,156	1,013	0,926	0,950	1,020	1,217	0,914	0,965	0,767	0,809
jul/92	1,148	1,003	0,907	0,958	1,024	1,222	0,933	0,958	0,779	0,807
ago/92	1,158	0,996	0,890	0,953	1,031	1,225	0,914	0,967	0,764	0,817
set/92	1,158	1,002	0,876	0,947	1,027	1,220	0,901	0,967	0,756	0,817
out/92	1,160	1,012	0,865	0,936	1,025	1,223	0,898	0,969	0,767	0,833
nov/92	1,148	1,015	0,826	0,945	1,032	1,216	0,906	0,957	0,762	0,817
dez/92	1,153	1,018	0,825	0,949	1,032	1,216	0,914	0,956	0,763	0,820

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/91	1,140	0,918	0,967	1,031	1,186	0,752	0,879	0,883	1,009	0,858
fev/91	1,123	0,972	0,959	0,994	1,144	0,851	0,852	0,810	1,039	0,886
mar/91	1,119	0,973	0,959	0,997	1,142	0,856	0,850	0,810	1,045	0,895
abr/91	1,126	0,990	0,980	0,996	1,135	0,874	0,823	0,810	1,029	0,885
mai/91	1,149	1,023	1,024	1,030	1,161	0,828	0,878	0,738	0,992	0,889
jun/91	1,130	1,052	1,029	1,047	1,168	0,847	0,897	0,767	0,990	0,901
jul/91	1,149	1,044	1,081	1,054	1,196	0,858	0,936	0,739	0,960	0,931
ago/91	1,124	0,995	1,175	1,098	1,136	0,876	0,913	0,748	1,050	0,899
set/91	1,129	0,991	1,195	1,115	1,113	0,868	0,881	0,776	1,072	0,844
out/91	1,132	1,003	1,190	1,104	1,116	0,879	0,885	0,794	1,078	0,827
nov/91	1,135	1,031	1,044	1,120	1,113	0,860	0,891	0,773	1,111	0,865
dez/91	1,112	1,045	1,007	1,107	1,100	0,886	0,898	0,783	1,102	0,873
jan/92	1,042	1,114	1,060	1,169	1,060	0,938	0,930	0,757	1,201	0,846
fev/92	1,301	0,935	1,435	0,886	0,918	0,972	0,919	0,789	1,031	0,820
mar/92	1,302	0,983	1,495	0,904	0,901	1,007	0,876	0,774	1,072	0,806
abr/92	1,270	1,009	1,502	0,867	0,863	1,003	0,859	0,806	1,069	0,843
mai/92	1,232	0,980	1,509	0,763	0,790	1,068	0,864	0,857	1,059	0,894
jun/92	1,240	0,983	1,511	0,757	0,787	1,075	0,847	0,862	1,068	0,889
jul/92	1,241	0,997	1,498	0,769	0,809	1,058	0,853	0,868	1,074	0,904
ago/92	1,253	0,997	1,477	0,731	0,807	1,069	0,868	0,854	1,081	0,904
set/92	1,263	1,016	1,489	0,719	0,785	1,061	0,873	0,859	1,070	0,906
out/92	1,273	1,003	1,498	0,702	0,765	1,056	0,875	0,887	1,072	0,879
nov/92	1,266	1,009	1,525	0,691	0,748	1,089	0,862	0,858	1,089	0,894
dez/92	1,259	1,027	1,524	0,696	0,753	1,083	0,861	0,850	1,088	0,876

B.2. PERÍODO DE 1997-1998:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/97	1,129	0,802	1,820	1,477	1,616	1,355	1,044	1,624	0,938	1,676
fev/97	1,348	0,968	1,684	1,452	1,525	1,202	0,875	1,421	0,939	1,338
mar/97	0,997	0,741	1,791	1,330	1,530	1,239	0,948	1,435	0,905	1,255
abr/97	0,786	0,724	1,692	1,248	1,646	1,335	0,981	1,373	0,880	1,354
mai/97	0,750	0,614	1,726	1,107	1,562	1,329	1,027	1,356	0,847	1,387
jun/97	0,606	0,555	1,617	1,093	1,538	1,363	1,045	1,299	0,815	1,329
jul/97	0,911	0,660	1,708	1,280	1,550	1,481	1,006	1,103	0,739	1,426
ago/97	0,921	0,690	1,673	1,276	1,537	1,510	1,070	1,192	0,788	3,990
set/97	0,787	0,790	1,690	1,345	1,575	1,491	1,190	1,241	0,864	1,425
out/97	0,730	0,788	1,684	1,373	1,607	1,506	1,230	1,223	0,883	1,387
nov/97	0,880	1,239	1,606	1,539	1,430	1,642	1,508	0,875	0,796	1,628
dez/97	1,015	0,980	1,716	1,420	1,229	1,523	1,343	1,021	0,793	1,442
jan/98	1,121	1,109	1,687	1,448	1,192	1,551	1,480	1,103	0,921	1,475
fev/98	1,283	1,293	1,574	1,378	1,148	1,395	1,407	0,794	0,865	1,372
mar/98	1,189	1,401	1,692	1,398	1,089	1,345	1,455	0,730	0,825	1,351
abr/98	0,962	1,111	1,407	1,146	0,956	1,370	1,543	0,697	0,761	1,817
mai/98	1,019	1,074	1,325	1,136	1,007	1,302	1,495	0,728	0,756	1,674
jun/98	0,924	1,205	1,357	1,234	0,888	1,225	1,463	0,764	0,728	1,765
jul/98	1,011	1,207	1,355	1,212	0,920	1,266	1,358	0,767	0,782	1,737
ago/98	0,994	1,200	1,350	1,221	0,876	1,266	1,348	0,761	0,790	1,741
set/98	0,910	1,413	1,182	1,290	0,866	1,209	1,261	0,897	0,699	1,510
out/98	0,961	1,234	1,197	1,272	0,842	1,177	1,276	0,901	0,710	1,508
nov/98	0,961	1,231	1,192	1,268	0,842	1,175	1,277	0,900	0,711	1,509
dez/98	0,985	1,392	1,078	1,183	0,787	1,080	1,234	1,033	0,962	1,431

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/97	0,963	0,704	0,966	1,161	1,659	0,274	0,961	1,387	1,209	0,654
fev/97	0,878	0,468	1,005	1,333	1,722	0,066	1,116	1,319	1,116	0,705
mar/97	0,907	0,852	0,943	1,205	1,909	0,078	1,067	1,404	1,114	0,545
abr/97	0,932	0,960	0,876	1,212	2,082	0,287	1,066	1,388	1,092	0,525
mai/97	0,785	0,929	0,962	1,359	2,131	0,244	1,081	1,280	1,030	0,467
jun/97	0,743	0,911	0,845	1,408	2,193	0,574	0,950	1,245	1,011	0,486
jul/97	0,646	1,385	0,771	1,057	2,371	0,692	0,856	1,262	0,902	0,829
ago/97	0,725	1,349	0,785	1,049	2,343	0,694	0,838	1,237	0,943	0,845
set/97	0,856	1,315	0,776	1,013	2,338	0,633	0,795	1,228	1,002	0,853
out/97	0,854	1,341	0,801	1,144	2,372	0,641	0,799	1,245	1,013	0,856
nov/97	0,849	1,299	0,927	1,187	2,299	0,873	0,884	1,538	1,014	0,676
dez/97	0,854	1,266	0,963	1,440	2,135	1,006	0,955	1,391	1,030	0,593
jan/98	0,930	1,294	0,947	1,281	2,194	1,094	0,837	1,382	1,024	0,569
fev/98	0,873	1,447	1,074	1,356	1,909	1,265	1,002	1,191	0,829	0,625
mar/98	0,854	1,445	1,178	1,329	1,782	1,211	0,966	1,272	0,810	0,599
abr/98	1,109	1,287	0,979	1,458	1,613	1,193	0,695	1,002	0,777	0,746
mai/98	1,078	1,353	0,996	1,400	1,689	1,180	0,681	0,958	0,700	0,749
jun/98	1,036	1,317	1,022	1,310	1,672	1,137	0,697	1,078	0,747	0,669
jul/98	1,092	1,333	1,031	1,258	1,619	1,106	0,742	1,025	0,744	0,712
ago/98	1,090	1,337	1,021	1,255	1,610	1,129	0,733	1,028	0,742	0,708
set/98	1,100	1,419	1,146	1,133	1,409	1,054	0,876	1,182	0,914	0,668
out/98	1,159	1,343	1,140	1,197	1,409	1,075	0,835	1,136	0,918	0,703
nov/98	1,157	1,345	1,140	1,196	1,412	1,076	0,838	1,136	0,916	0,705
dez/98	1,259	1,279	1,053	1,210	1,373	1,012	0,740	1,057	0,980	0,562

B.3. PERÍODO DE 2003-2004:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/03	0,256	0,271	0,360	0,350	0,383	0,410	0,323	0,317	0,156	0,190
fev/03	0,154	0,223	0,320	0,314	0,357	0,351	0,273	0,279	0,092	0,159
mar/03	0,139	0,210	0,295	0,293	0,352	0,340	0,249	0,257	0,083	0,159
abr/03	0,097	0,188	0,273	0,264	0,330	0,315	0,234	0,262	0,072	0,147
mai/03	0,119	0,171	0,273	0,255	0,424	0,370	0,255	0,266	0,066	0,169
jun/03	0,069	0,158	0,265	0,254	0,426	0,356	0,266	0,264	0,063	0,160
jul/03	0,065	0,156	0,267	0,258	0,428	0,358	0,270	0,264	0,062	0,161
ago/03	0,947	0,916	1,055	1,008	1,442	1,058	1,300	0,999	0,511	0,948
set/03	1,053	0,967	1,118	0,931	1,495	1,136	1,296	1,096	0,564	1,048
out/03	0,832	0,796	0,983	0,941	1,691	1,214	1,293	1,265	0,376	1,110
nov/03	0,637	0,680	0,825	0,881	1,842	1,276	1,337	1,418	0,860	1,203
dez/03	0,819	0,648	0,786	0,814	1,866	1,444	1,337	1,494	0,470	1,339
jan/04	0,763	0,850	0,822	0,825	1,638	1,458	1,058	1,218	0,468	1,171
fev/04	0,754	0,943	0,827	0,823	1,636	1,435	0,955	1,230	0,462	1,228
mar/04	0,804	0,931	0,807	0,771	1,640	1,402	0,979	1,209	0,535	1,229
abr/04	0,815	0,950	0,829	0,777	1,637	1,391	0,955	1,229	0,566	1,200
mai/04	0,848	1,085	0,899	0,773	1,682	1,433	0,904	1,183	0,648	1,195
jun/04	0,760	1,064	0,892	0,746	1,733	1,461	0,870	1,112	0,542	1,170
jul/04	0,859	1,112	0,874	0,632	1,742	1,461	0,840	1,067	0,582	1,196
ago/04	0,732	1,151	0,972	0,570	1,840	1,446	0,771	1,053	0,573	1,277
set/04	0,882	1,312	1,007	0,519	1,768	1,510	0,777	1,062	0,582	1,131
out/04	0,780	1,284	0,889	0,501	1,752	1,307	0,497	0,893	1,251	1,072
nov/04	0,922	1,265	0,886	0,556	1,734	1,311	0,387	0,871	1,348	1,032
dez/04	0,936	1,264	0,894	0,564	1,740	1,304	0,382	0,873	1,355	1,020

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/03	0,453	0,355	0,299	0,509	0,261	0,202	0,291	0,205	0,154	0,181
fev/03	0,430	0,278	0,209	0,373	0,160	0,139	0,262	0,204	0,143	0,127
mar/03	0,428	0,268	0,247	4,813	0,148	0,128	0,240	0,226	0,137	0,127
abr/03	0,417	0,271	0,231	0,376	0,146	0,112	0,220	0,220	0,138	0,103
mai/03	0,457	0,267	0,263	0,436	0,157	0,113	0,212	0,218	0,139	0,098
jun/03	0,453	0,239	0,264	0,423	0,160	0,113	0,185	0,257	0,129	0,104
jul/03	0,456	0,241	0,264	0,421	0,157	0,111	0,170	0,253	0,222	0,105
ago/03	1,039	0,832	0,921	1,853	1,063	0,551	1,295	0,962	0,789	0,628
set/03	0,980	0,768	1,010	1,768	1,137	0,537	1,208	0,846	0,623	0,608
out/03	1,131	0,745	1,061	1,916	1,284	0,562	1,507	0,870	0,122	0,416
nov/03	1,221	0,786	1,025	1,816	1,293	0,595	1,461	0,969	-0,006	0,413
dez/03	1,308	0,687	1,106	1,964	1,264	0,606	1,325	0,925	-0,085	0,184
jan/04	1,372	0,549	1,050	1,524	1,325	0,649	1,121	0,748	0,034	0,211
fev/04	1,305	0,496	0,997	1,559	1,333	0,613	0,991	0,744	0,108	0,248
mar/04	1,286	0,487	0,971	1,537	1,362	0,609	0,957	0,721	0,132	0,243
abr/04	1,282	0,468	0,950	1,548	1,359	0,594	0,947	0,743	0,143	0,217
mai/04	1,230	0,564	0,900	1,530	1,416	0,604	0,969	0,785	0,260	0,143
jun/04	1,290	0,590	0,798	1,553	1,413	0,584	0,923	0,772	0,309	0,285
jul/04	1,316	0,539	0,963	1,473	1,481	0,610	0,797	0,713	0,358	0,333
ago/04	1,271	0,515	0,865	1,440	1,518	0,610	0,811	0,647	0,484	0,295
set/04	1,186	0,583	0,810	1,333	1,480	0,620	0,739	0,761	0,404	0,237
out/04	1,022	0,724	0,657	1,165	1,502	0,549	0,632	0,754	0,599	0,119
nov/04	0,936	0,769	0,654	1,027	1,506	0,470	0,398	0,670	0,617	0,160
dez/04	0,935	0,772	0,817	1,032	1,510	0,456	0,392	0,662	0,610	0,150

ANEXO C – Variâncias residuais médias mensais calculadas para as 20 carteiras nos três períodos considerados

C.1. PERÍODO DE 1991-1992:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/91	1122,296	2044,897	746,044	1043,763	613,646	1667,887	1353,203	1123,659	1346,119	1107,182
fev/91	1347,312	2060,648	765,626	1374,597	685,674	1611,943	1315,497	1314,443	1332,872	1099,715
mar/91	1203,477	2052,856	743,789	1412,502	796,885	1591,326	1350,823	1287,701	1369,131	1084,433
abr/91	1164,544	1941,883	748,206	1033,216	788,266	767,217	1299,687	1281,474	1280,731	1046,139
mai/91	1064,145	1418,950	758,313	1411,026	764,582	1525,891	1215,022	1203,804	1229,607	1033,179
jun/91	1158,282	1383,686	788,631	1432,073	765,711	1917,352	1269,796	1193,601	1278,628	1026,869
jul/91	1187,100	1360,451	789,283	1423,537	775,147	1927,064	1247,312	1213,278	1303,411	1052,969
ago/91	1094,958	1095,885	746,479	1369,478	753,926	1853,766	1229,733	1198,490	1282,584	1007,718
set/91	1076,745	1024,259	712,526	1378,630	725,130	1886,351	1194,674	1126,011	1196,185	1204,036
out/91	1045,302	1002,400	711,303	1397,666	723,869	1846,279	1187,361	1082,172	1198,613	1180,296
nov/91	1036,874	978,256	754,275	1387,362	724,737	1782,564	1201,474	1050,632	1182,127	1198,322
dez/91	1031,029	973,421	737,747	1402,419	714,918	1774,852	795,490	1049,275	1188,480	1145,346
jan/92	1030,496	990,026	745,064	1241,105	730,240	2136,712	1248,797	1088,667	1115,904	988,327
fev/92	1267,684	1473,434	809,037	1358,636	888,833	2040,373	2010,164	1141,674	1293,076	1072,603
mar/92	1195,021	1445,018	794,002	1363,701	888,845	1974,479	1979,616	1139,630	1255,800	917,462
abr/92	1167,564	1358,852	980,010	1365,062	869,135	1973,922	1866,351	1111,179	1229,526	952,325
mai/92	1244,524	1305,621	1142,021	1156,053	840,868	1740,673	1361,275	1112,324	595,631	890,665
jun/92	1289,150	1298,568	1159,948	1157,105	821,696	1710,305	1403,903	1098,805	608,960	885,766
jul/92	1330,682	1297,000	1200,039	1147,221	784,955	1693,813	1212,968	1110,203	592,369	912,609
ago/92	1298,594	1063,333	1166,667	1128,483	785,363	1688,343	1012,213	1057,235	518,652	928,751
set/92	1335,795	1064,203	1210,239	1109,053	831,857	1722,534	1016,463	1071,792	525,954	930,742
out/92	1343,582	1065,357	1250,616	1133,110	783,665	1737,676	999,071	1103,887	532,632	941,498
nov/92	1335,713	1024,788	1226,172	1134,795	776,796	1774,631	983,630	1093,782	533,467	948,059
dez/92	1292,796	990,635	1184,380	1121,293	756,370	1763,411	980,219	1075,761	507,254	898,057

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/91	1221,445	1210,385	3736,786	1997,826	1351,317	1233,235	1475,641	1313,236	5169,026	1881,636
fev/91	1290,337	1252,770	3638,520	1937,989	1315,362	1267,357	1497,352	1291,898	5107,014	2082,591
mar/91	1319,661	1252,764	3627,663	2130,815	1281,581	1258,411	1539,922	1313,186	5194,171	2121,699
abr/91	1313,043	1248,856	3613,255	2089,641	1237,378	1232,697	1518,291	1310,977	3438,782	2000,394
mai/91	1336,678	1242,154	3599,366	2046,097	1228,322	1146,239	1522,714	1031,472	3527,009	1736,911
jun/91	1364,108	1245,185	3344,231	2126,011	1391,062	1130,667	1406,771	1067,754	3473,515	1322,141
jul/91	1456,525	1238,248	3327,827	2302,699	1400,902	1368,156	1370,620	1060,390	3455,061	1283,031
ago/91	1424,108	1194,695	3111,702	2259,811	1203,445	1354,269	1318,297	997,722	3350,720	1288,682
set/91	1316,475	1170,621	2866,817	2233,172	1348,715	1267,456	1036,270	980,326	3296,391	3094,925
out/91	1312,852	1317,604	2854,521	2245,456	1337,062	1278,606	1042,387	1003,075	3278,095	3184,710
nov/91	1312,720	1300,555	1024,156	2228,932	1399,335	2254,722	916,134	978,586	3262,075	3193,400
dez/91	1359,590	1295,975	1039,159	2217,810	1386,220	2290,413	920,933	962,165	3241,157	3212,446
jan/92	1360,298	1660,926	1041,872	2108,055	1339,828	2200,574	914,407	941,676	3054,803	3549,807
fev/92	1817,907	1709,217	1966,501	2375,458	1758,833	2510,887	831,997	873,926	1606,588	1120,088
mar/92	1751,043	1608,787	1854,569	2374,712	1436,957	2509,629	732,770	870,934	1427,636	3655,773
abr/92	1797,391	1654,613	1817,192	2341,352	1582,767	2415,319	714,681	831,164	1429,040	3675,794
mai/92	1665,507	1525,392	1574,346	1496,602	1216,850	2493,309	695,538	816,145	1378,488	3571,942
jun/92	1690,197	1502,167	1575,258	1486,069	1227,576	2506,680	666,712	848,889	1307,459	1063,722
jul/92	1692,227	1490,003	1622,919	1470,577	1238,344	2503,422	654,800	780,495	1267,051	3524,730
ago/92	1654,662	1379,562	1527,163	1090,274	1282,152	2450,575	645,947	731,651	1264,230	3501,321
set/92	1659,337	1299,127	1860,907	1077,229	1271,938	2460,708	607,698	758,196	1421,646	3478,307
out/92	1659,732	1327,361	1836,703	1071,694	1277,289	2467,634	623,825	677,780	1461,087	3509,669
nov/92	1786,856	1335,916	1828,147	1061,655	1362,953	1207,738	626,169	810,947	1471,251	3507,696
dez/92	1702,851	1294,651	1807,339	1082,256	1358,852	2453,639	630,250	785,461	1466,330	3593,760

C.2. PERÍODO DE 1997-1998:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/97	373,811	97,965	237,447	71,472	234,122	145,765	162,767	140,273	78,609	321,640
fev/97	408,724	106,781	249,102	76,795	254,390	152,904	170,258	149,962	82,535	325,721
mar/97	411,545	102,729	245,221	78,739	261,141	155,081	178,581	146,404	83,748	320,656
abr/97	403,862	104,876	245,920	76,806	247,128	153,156	177,206	150,215	88,571	322,346
mai/97	400,954	87,275	240,259	68,592	241,788	156,392	172,682	150,712	89,612	368,346
jun/97	401,018	88,013	223,248	64,869	238,076	150,112	157,931	157,580	90,789	370,451
jul/97	451,411	87,214	222,620	68,598	261,957	160,393	165,045	157,334	91,213	387,187
ago/97	440,370	85,265	228,936	63,061	267,944	153,894	191,742	166,128	93,704	382,245
set/97	441,931	89,757	208,254	64,416	270,581	157,447	196,183	166,409	80,916	386,449
out/97	437,598	98,620	212,245	65,460	268,920	157,393	192,863	164,915	79,221	386,550
nov/97	463,068	108,685	223,782	64,578	279,336	166,826	190,728	187,947	78,689	391,745
dez/97	456,133	121,933	225,430	73,603	279,730	173,073	194,610	185,537	74,495	398,941
jan/98	471,040	126,166	243,372	79,697	278,232	181,658	210,402	193,469	76,089	401,781
fev/98	460,358	127,431	204,587	77,709	267,966	190,523	210,745	169,889	69,464	386,349
mar/98	388,836	157,594	210,868	83,428	268,045	188,169	210,520	175,140	69,925	386,774
abr/98	398,950	167,879	212,642	92,743	263,264	181,584	245,053	148,417	69,259	414,009
mai/98	399,951	177,584	212,638	104,582	287,549	191,145	260,706	157,788	73,353	432,433
jun/98	379,503	176,162	204,116	108,015	266,368	189,387	248,305	148,854	63,618	423,520
jul/98	371,778	165,883	186,912	106,348	264,524	192,175	256,371	155,140	65,753	408,215
ago/98	360,026	164,731	168,151	106,955	276,895	193,768	260,395	154,565	64,879	403,777
set/98	347,387	178,695	171,512	113,297	275,472	194,256	279,408	163,168	67,390	412,286
out/98	353,519	237,616	169,658	114,926	303,538	188,435	277,806	164,426	63,715	391,146
nov/98	351,536	242,236	174,304	121,608	317,086	181,825	274,745	161,982	66,611	399,087
dez/98	363,421	269,702	185,744	130,833	407,564	187,607	251,678	210,700	148,790	267,736

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/97	95,533	79,398	201,821	240,415	120,144	207,088	120,205	64,037	63,965	151,941
fev/97	97,793	79,352	201,762	258,199	119,906	197,042	129,851	62,867	66,419	147,404
mar/97	99,609	129,398	199,744	262,198	113,632	177,991	130,758	63,629	66,856	148,853
abr/97	100,835	148,477	199,394	259,602	104,365	171,876	129,246	75,510	66,205	150,275
mai/97	79,925	145,628	183,886	249,388	99,055	179,428	133,422	73,353	63,669	148,449
jun/97	81,958	144,564	175,790	243,669	140,017	300,784	140,012	73,413	59,498	87,210
jul/97	82,720	178,294	173,843	244,187	144,927	313,597	138,744	66,352	61,483	114,858
ago/97	81,568	185,755	167,644	243,631	149,507	316,627	141,902	69,533	72,892	120,674
set/97	95,497	191,059	176,320	219,248	145,095	324,214	137,878	66,048	73,733	118,242
out/97	96,696	185,496	176,474	160,579	143,773	324,898	224,289	67,690	72,458	123,982
nov/97	97,269	186,191	173,166	157,964	149,364	330,319	223,865	76,460	79,622	121,923
dez/97	112,481	192,500	172,318	168,502	144,751	327,786	211,815	84,284	83,751	149,733
jan/98	113,202	180,398	167,205	163,234	162,294	357,752	210,050	92,613	82,187	149,885
fev/98	109,134	173,306	168,037	159,485	175,011	340,820	210,878	86,530	80,698	151,273
mar/98	107,057	155,961	171,263	157,692	186,577	344,574	203,684	92,847	73,898	149,242
abr/98	128,613	157,308	166,406	160,333	172,720	312,680	221,487	99,561	70,689	121,813
mai/98	136,822	157,092	140,123	151,952	220,765	308,984	216,615	101,608	76,261	134,073
jun/98	136,611	156,841	134,102	145,019	218,692	319,139	219,568	99,936	65,008	140,570
jul/98	128,768	156,544	131,250	144,674	230,415	311,074	216,480	97,208	67,230	140,085
ago/98	125,882	158,704	129,180	142,684	233,069	295,502	212,724	99,314	72,241	138,192
set/98	139,518	162,156	130,792	144,444	246,169	288,280	211,451	103,777	77,693	118,944
out/98	145,991	175,335	116,276	149,527	248,772	282,281	213,187	108,885	81,784	121,899
nov/98	149,783	178,924	120,334	138,314	248,970	285,270	227,241	106,476	100,497	121,879
dez/98	207,759	204,953	118,988	172,063	250,085	288,552	233,004	109,806	102,232	143,642

C.3. PERÍODO DE 2003-2004:

Data	Carteira 1	Carteira 2	Carteira 3	Carteira 4	Carteira 5	Carteira 6	Carteira 7	Carteira 8	Carteira 9	Carteira 10
jan/03	516,415	172,494	138,966	207,130	104,675	103,448	130,133	111,839	256,798	121,854
fev/03	497,490	166,974	137,707	205,432	100,657	106,507	125,964	100,129	248,609	120,828
mar/03	499,824	170,031	134,982	217,319	100,040	108,210	121,363	95,352	253,143	125,892
abr/03	497,011	167,421	142,487	216,627	103,916	120,537	118,008	92,504	260,816	131,627
mai/03	506,729	156,102	144,035	219,119	221,314	155,867	120,401	90,098	261,876	138,533
jun/03	493,040	137,798	145,471	220,234	233,316	147,362	119,067	88,203	262,485	136,065
jul/03	474,964	137,089	137,941	200,174	234,776	144,006	116,294	95,219	262,784	140,313
ago/03	434,454	109,942	101,282	172,657	189,743	110,883	70,281	68,720	252,993	114,428
set/03	466,957	105,352	98,455	173,061	189,623	116,399	68,243	74,550	255,965	119,674
out/03	472,411	102,448	106,013	177,589	197,578	119,496	72,416	97,807	250,434	116,083
nov/03	454,811	90,414	104,979	177,058	187,803	116,951	72,920	111,952	258,422	125,598
dez/03	435,174	85,340	109,500	176,485	184,085	111,180	103,756	106,637	263,627	117,364
jan/04	418,464	93,694	112,448	192,631	202,570	111,769	110,012	117,658	262,648	123,769
fev/04	286,898	98,804	107,748	196,427	202,136	106,849	121,473	119,293	263,351	127,539
mar/04	288,926	98,379	107,694	199,414	202,164	106,144	123,422	119,333	270,150	127,227
abr/04	289,264	95,294	103,677	198,299	199,504	107,769	123,141	119,531	266,480	130,534
mai/04	289,682	96,684	102,590	194,000	197,812	107,196	126,033	120,308	276,942	130,147
jun/04	282,519	95,561	100,855	189,712	198,472	109,199	125,973	125,012	242,492	131,074
jul/04	309,400	93,965	125,215	189,955	198,755	109,251	126,472	123,503	244,787	132,755
ago/04	277,933	92,368	98,469	185,343	196,398	107,978	127,979	133,461	243,339	143,123
set/04	322,416	131,633	109,244	121,896	202,111	101,460	128,771	133,025	231,480	148,073
out/04	329,039	141,000	110,353	112,998	204,731	102,881	116,780	127,693	321,373	144,388
nov/04	317,594	137,114	97,089	110,527	198,562	94,400	123,133	115,653	279,630	120,493
dez/04	233,420	140,089	97,200	117,889	197,918	87,037	120,112	117,085	270,056	101,699

Data	Carteira 11	Carteira 12	Carteira 13	Carteira 14	Carteira 15	Carteira 16	Carteira 17	Carteira 18	Carteira 19	Carteira 20
jan/03	90,007	108,892	168,188	245,271	111,264	60,719	297,607	141,916	162,231	175,732
fev/03	90,206	96,056	127,180	216,861	88,667	57,244	296,840	138,855	163,069	175,315
mar/03	92,885	95,439	102,312	228,458	96,081	55,479	300,550	126,808	168,804	171,624
abr/03	98,303	97,014	106,393	232,519	96,258	65,353	296,548	126,880	175,768	171,620
mai/03	113,268	95,532	114,755	253,059	103,896	65,468	296,800	125,917	169,366	168,354
jun/03	119,946	83,450	102,380	252,277	103,754	67,643	292,293	137,886	169,577	159,323
jul/03	133,214	83,326	102,399	257,349	100,268	66,684	289,480	134,908	164,937	164,263
ago/03	113,338	65,671	86,362	159,425	55,776	58,044	237,021	106,850	150,566	147,712
set/03	112,100	65,154	85,664	163,247	51,999	57,837	236,010	110,838	152,257	145,208
out/03	115,441	71,737	104,464	163,316	75,878	57,566	233,870	121,622	135,691	146,160
nov/03	119,874	66,175	101,918	139,188	77,669	56,661	224,069	118,956	127,920	126,087
dez/03	116,640	62,002	99,386	154,587	76,352	52,206	197,049	119,790	121,537	126,421
jan/04	118,639	64,348	100,415	175,976	83,528	52,178	190,301	99,012	119,608	125,764
fev/04	127,008	68,966	107,109	174,732	83,417	55,435	203,071	98,136	124,669	132,830
mar/04	124,914	66,658	104,117	173,660	84,240	54,920	194,780	100,285	124,021	131,957
abr/04	122,935	66,003	103,862	173,046	85,318	54,616	189,969	108,544	125,615	160,039
mai/04	123,767	63,833	107,660	170,334	88,750	55,020	191,102	107,925	125,550	157,806
jun/04	128,156	67,403	113,651	177,442	85,930	54,321	185,392	108,915	126,534	157,448
jul/04	129,100	67,614	189,997	171,463	85,904	57,771	181,468	109,967	125,639	157,656
ago/04	127,966	67,863	192,301	174,004	83,395	58,837	181,494	112,963	115,675	153,206
set/04	122,817	72,199	188,957	167,931	95,155	58,322	164,702	117,758	111,359	148,003
out/04	120,348	63,720	188,098	161,507	99,627	57,522	164,259	122,200	101,686	145,148
nov/04	99,298	62,683	192,512	145,877	93,091	52,282	103,891	113,718	101,272	148,085
dez/04	97,026	63,606	189,409	145,301	92,231	54,570	105,666	110,276	90,938	132,343