

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**AVALIAÇÃO E DESEMPENHO DO MODELO DE FATOR DE
RETORNO ESPERADO NO BRASIL**

ARMANDO ANDREAZZA

Porto Alegre

2003

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**AVALIAÇÃO E DESEMPENHO DO MODELO DE FATOR DE
RETORNO ESPERADO NO BRASIL**

Autor: Armando Andreazza

Professor orientador: Gilberto de Oliveira Kloeckner

**Dissertação submetida ao
Programa de Pós-Graduação em
Economia da Faculdade de Ciências
Econômicas da UFRGS como
quesito parcial de obtenção de grau
de mestre, na modalidade
profissionalizante no Mestrado
Institucional-UFRGS/UCS.**

**Porto Alegre
2003**

“Desafio aos Deuses, narrativa que se assemelha a um romance, relata a notável aventura intelectual que libertou a humanidade dos oráculos e advinhos, mediante as ferramentas poderosas da administração do risco disponíveis nos dias de hoje.... Quando investidores compram ações, cirurgiões realizam operações, engenheiros projetam pontes, empresários abrem novos negócios, astronautas exploram os céus e políticos concorrem a um cargo eletivo, o risco é parceiro inevitável. Contudo, suas ações revelam que o risco não precisa ser temido: administrar o risco tornou-se sinônimo de desafio e oportunidade...”

The Journal of Portfolio Management. Bernstein (1997)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que contribuíram para o êxito deste trabalho, especialmente:

Ao Dr. Prof. Gilberto de Oliveira Kloeckner, pela orientação, pelo apoio, pela confiança e pela amizade.

Aos professores do Curso de Mestrado Profissional em Economia, em especial ao Dr. Prof. Eduardo Pontual Ribeiro, na análise estatística e econométrica.

Ao mestrando em economia do UFRGS e monitor do Laboratório de Informática da Economia, Ângelo Fasolo, pela orientação no uso do Eviews e no método SUR.

Ao aluno do curso de Economia da UCS e meu aluno neste semestre, Jaqueson Kingeski Galimberti, pela ajuda no desenvolvimento de um algoritmo, em Excel-Visual Basic Avançado-VBA, para o processamento dos dados, consolidação e tabulações.

À empresa Economática na pessoa do Sr. Reginaldo A. Alves, pela cedência gratuita do software Economática Pro para a UCS.

À empresa API – Andreazza Pesquisa e Informática Ltda, cujo nome fantasia é Datalan Informática, na pessoa do Diretor Técnico Ademar R. Scariot, pelo suporte computacional e apoio durante curso.

À minha linda família, pela colaboração, pelo incentivo e pela paciência demonstrada ao longo do curso: Marlês Stela Sebben Andreazza, Tatiane M. Andreazza e Ana Cristina Andreazza.

A Deus, pela saúde, e a São José, meu especial protetor, pela ajuda sempre necessária nas horas difíceis.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	
LISTA DE FIGURAS.....	
LISTA DE GRÁFICOS.....	
LISTA DE QUADROS.....	
RESUMO.....	
ABSTRACT.....	
INTRODUÇÃO	1
1 TEMA	4
1.1 Justificativa	6
1.2 Objetivos	7
2 OS MODELOS DE FATOR DE RETORNO ESPERADO, CAPM E APT	
2.1 Evolução das Finanças Acadêmicas	8
2.1.1 Finanças Antigas.....	8
2.1.2 Finanças Modernas	8
2.1.3 Novas Finanças	11
2.2 Retorno e Risco da Carteira	15
2.2.1 Correlação, Covariância e Beta	18
2.2.2 Classificação dos Tipos de Risco	19
2.2.3 Cálculo do Beta de uma Carteira	20
2.3 Linha de Títulos do Mercado (SML)	20
2.4 Relação entre Risco e Retorno (CAPM)	21
2.4.1 Retorno Exigido e Alfa de Jensen	22
2.4.2 O CAPM e o Coeficiente Beta	22
2.5 .APT- Teoria de Preços por Arbitragem (<i>Arbitrage Pricing Theory</i>)	26
2.6 A Correlação e o Risco	27
2.7 Os Modelos de Fator Ad hoc	28
2.8 Modelos de Fator de Retorno Esperado – Método Haugen	28
3 MÉTODO	30
3.1 Dados Utilizados no Trabalho	30
3.2 Retornos	31
3.3 Variáveis Fundamentalistas	32
3.4 Desenvolvimento do Trabalho.....	34
3.5 Teste de Hipótese.....	36
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	37
4.1 Análise Descritiva dos Retornos e das Variáveis Fundamentalistas	37
4.2 Erros nas variáveis - Testes de especificação de modelos.....	47
4.2.1 Autocorrelação.....	48

4.2.1.1 Teste de Autocorrelação	50
4.2.2 Heterocedasticidade	53
4.3 Modelagem para combinações de séries temporais e dados em corte transversal	57
4.3.1 O método SUR.....	58
4.3.2 Estimação conjunta ou separada das equações	59
4.4 Efeito Tendência de Previsão	61
CONSIDERAÇÕES FINAIS	63
BIBLIOGRAFIA	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Taxas de Retorno do Mercado Americano de 1926-1966.....	12
Tabela 2 - Distribuição de Freqüências das Taxas de Retornos Anuais de 1926-1996.....	13
Tabela 3 - Resumo dos Retornos Anuais em Carteiras Decil da NYSE de1926-1996	15
Tabela 4 - Taxa de retorno das empresas ordenadas segundo as variáveis fundamentalistas – período de maio/97 a abril/2002	38
Tabela 5 - Taxas de retorno acumulado no período – maio/1997 a abril/2002	40
Tabela 6 - Taxa de retorno consolidada em anos –maio/1997 a abril/2002	40
Tabela 7 - Retorno das 104 empresas classificadas segundo as variáveis fundamentalistas...	41
Tabela 8 - Resultados obtidos com teste “ t” - maio/97 a abril/2002	45
Tabela 9 - Estatísticas descritivas das variáveis fundamentalistas – maio/97 a abril/02.....	46
Tabela 10 - SUR e teste de <i>Durbin-Watson Statistic</i>	52
Tabela 11 - LS e teste <i>Durbin-Watson Statistic</i>	53
Tabela 12 - Teste de Heterocedasticidade de <i>White</i>	55

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Distribuição da probabilidade para os retornos de uma carteira de ações.	5
Figura 2 - A redução do risco pela diversifica.....	19
Figura 3 – Betas e Retornos Esperados (SML)	21
Figura 4 - Relação entre retorno esperado e beta de um título individual.....	23
Figura 5 – Distribuições de Retornos com dois investimentos	23
Figura 6 – Correlação entre os resíduos e_t e e_{t-1}	49
Figura 7 – Teste de auto-correlação positiva	51

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Pairwise Granger – Multigráficos em colunas - maio/1997 a abril/2002.....	44
Gráfico 2 – Classificação dos retornos anuais em função do tipo de carteira – maio/1997 a abril/2003.....	44
Gráfico 3 – Resultado gráfico baseado nos resíduos(erros) das variáveis para determinar autocorrelação ou heterocedasticidade.	56
Gráfico 4 – Pairwise Granger – Multigráficos em colunas - maio/1997 a abril/2002.....	57
Gráfico 5 – Retorno consolidado por mês ao longo dos 5 anos(efeito look-ahead bias)- maio/1997 a abril/2002	62
Gráfico 6 – Evolução do Ibovespa de maio/1997 a abril/2000 – base \$100	64
Gráfico 7 – Retorno mensal das variáveis fundamentalistas e as crises mundiais – maio/1997 a abril/2002	66

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Evolução das finanças acadêmicas	9
--	---

RESUMO

Sempre houve, na humanidade, incertezas quanto ao futuro. Por parte dos investidores, incertezas e riscos nos investimentos. Outros acreditam que os mercados financeiros operam de forma eficiente e, portanto, para reduzir o risco e minimizarem as perdas tentam fazer regressão à média, ou seja, tomam decisões pensando que os fatos voltarão ao “normal”. Neste sentido, o presente trabalho procura discutir uma nova metodologia, proposta por Haugen (2000), e denominada de Modelo de Fator de Retorno Esperado, utilizando-se de variáveis fundamentalistas. Contudo, no dia-a-dia, os erros cometidos, a ambigüidade dos fatos e, principalmente, o poder das emoções humanas - “efeito manada”, podem rapidamente destruir um modelo. Os mercados são bem menos eficientes na prática do que quando se estudam ou se tenta aplicar as teorias. Por isso, os modelos aqui estudados, o Modelo de Fator do Retorno Esperado e, secundariamente, o Modelo de Precificação de Ativos (CAPM) e a Teoria de Preços por Arbitragem (APT), diferem muito entre si. Este trabalho teve como objetivo principal avaliar o desempenho do Modelo de Fator de Retorno Esperado. Assim, o trabalho mostrou que o Modelo de Fator de Retorno Esperado, ao ser utilizado na composição de carteiras de investimento, é eficiente. Carteiras montadas de acordo com este modelo superaram o desempenho do Índice principal do mercado acionário brasileiro. Pôde-se constatar que outras variáveis, além do beta, aqui denominadas de fundamentalistas, podem explicar a rentabilidade esperada de um ativo. São elas: Valor de Mercado (VM), Indicador de Preço/Lucro (PL), o índice Preço de Mercado/Valor Patrimonial (PV), o Retorno sobre o Patrimônio líquido (ROE), a Liquidez em Bolsa (Liq) e o Beta do Mercado (BETA).

ABSTRACT

There has always been a concern of humankind with the uncertainties of the future. On the investors' side, doubts and risks in the investments. Others believe financial markets work efficiently, and therefore, in order to reduce risks and minimize losses, they try to keep things down to an average, that is, they take decisions thinking facts will come back to "normal". In that sense, this paper intends to discuss a new methodology, which was proposed by Haugen (2000), and is called Expected-Return Factor Model and uses fundamentalist variables. Nevertheless, on a day-by-day basis, those mistakes we make, the ambiguity that lies behind facts and, most of all, the power that human emotions have – the so-called "cattle stampede" effect – can quickly destroy a model. Markets are pretty much less effective when it comes to practice than when studying theories and trying to apply them. That is why the models studied in this paper - the Expected-Return Factor Model followed by Capital Asset Pricing Model(CAPM) and Arbitrage Price Theory(APT) - have so many differences. The main purpose of this study was to assess the performance of the Expected-Return Factor Model. The study showed that the Expected-Return Factor Model when used to compose the investment portfolio is effective. Portfolios organized according to this model surpassed the performance of the major Stock Market Index for Brazil. It was possible to notice that other variables besides beta - mentioned as fundamentalist variables in this study - could explain the expected profitability of an asset. They are Market Value (VM), Price/Profit Ratio (PL), Market Price/Asset Value (PV), Return On Equities (ROE), Stock Market Liquidity (Liq) and the Market Beta.

INTRODUÇÃO

Entre as maiores preocupações dos investidores está a incerteza dos resultados de suas aplicações no mercado financeiro. Uma das formas de administrar esta incerteza é através da gestão do risco.

Muitos acreditam que o mercado financeiro opera de maneira eficiente, sendo que o preço de cada ação na bolsa refletiria sempre a melhor estimativa dos rendimentos proporcionados por aquela empresa durante toda a sua existência. Assim, uma das melhores maneiras de se investir, conforme Haugen (2000), seria através da composição de uma carteira que acompanhasse o desempenho dos índices de mercado, como o S&P 500.

Para Haugen (2000), os mercados não operam de maneira eficiente e os lucros das ações podem ser previstos, não pelas teorias ensinadas nos cursos de finanças modernas, mas pela utilização de um instrumento poderoso: os modelos de fator de retorno esperado. Para ele, utilizando esses modelos, é possível montar carteiras de ações de baixo risco mas que possuam liquidez, sendo ações de empresas financeiramente saudáveis, lucrativas e com uma relação lucro/preço mais alta que a do índice S&P 500.

Por outro lado, Damodaran (2001, p. 26), quando se refere ao binômio risco e retorno afirma que:

“...a conscientização de que o risco é importante não é nova. Até recentemente, entretanto, os modelos para risco e retorno eram em grande parte subjetivos e variavam bastante de investidor para investidor. A partir do início dos anos 50, com o desenvolvimento da moderna teoria de carteira, também foram desenvolvidos modelos para risco e retorno, que além de serem mais quantitativos e específicos em suas projeções, têm sido mais largamente aceitos.”

Ainda hoje, persistem discussões e debates sobre o tema. Sempre que se toma uma decisão de investir, tem-se de responder a algumas questões fundamentais do tipo: quanto risco podemos assumir? como ele é medido e como será recompensado? É nesse ponto que o debate

entre os teóricos e práticos continua, ou seja, não há ainda um consenso sobre qual é o melhor modelo a ser utilizado.

Ao examinarem-se as vantagens e desvantagens para diferentes modelos de risco e retorno, Damodaran (2001, p. 25-30) lista uma série de premissas mínimas que tornariam um modelo de risco e retorno, confiável. Para ele um “bom modelo de risco e retorno” deveria satisfazer aos seguintes quesitos:

1º) “Oferecer uma medida para risco que seja universal”.

Esta medida de risco deveria ser aplicável a todos os investimentos quer sejam ações, imóveis ou títulos do governo, pois todos utilizam o mesmo dólar para a análise e comparação de seus investimentos. Então esta medida de risco seria útil e poderia ser aplicável a todo e qualquer investimento.

2º) “Especificar que tipos de risco são recompensados e que tipos não o são”.

É aceito, por parte dos investidores, que nem todos os riscos são recompensados. Um bom modelo deve ser capaz de fazer a distinção entre riscos recompensados e riscos não-recompensados e criar mecanismos para a sua diferenciação.

3º) “Padronizar medidas de risco, permitindo análise e comparação”.

Uma boa medida de risco, apesar do risco ser sempre relativo, devia ser padronizada de tal forma que o investidor sempre pudesse chegar a uma conclusão quanto ao risco do investimento relativamente a outros.

4º) “Traduzir a medida de risco em retorno esperado”.

Um dos objetivos da medição de risco é chegar a uma estimativa de um retorno esperado sobre um investimento. O retorno esperado então se tornaria o *benchmark* que determinaria se um investimento é “bom” ou “ruim”.

5º) “Funcionar”.

Para que um bom modelo funcione é preciso que forneça uma medida de risco que, ao menos no longo prazo, os seus retornos efetivos sejam positivamente correlacionados aos retornos esperados derivados do modelo.

Além dessas premissas, o risco em qualquer ativo proviria de duas fontes:

1ª) ações específicas da empresa, que afetam, primariamente, os preços daquele ativo;

2ª) movimento de mercado, que afeta todos os ativos.

Uma maneira que, em geral, todo o investidor tem de gerenciar o risco é optar por investir todo ou parte de seu dinheiro em ativos livres de risco, como, por exemplo, em títulos do tesouro do governo. Esses possuem algumas características especiais que afetam a forma da escolha da carteira otimizada para os investidores:

- (a) “O ativo livre de risco, por definição, tem um retorno esperado que será sempre igual ao retorno efetivo, ou seja, não há variância de retorno”. (Damodaran, 2001, p. 26). Se não há variância de retorno então o beta é igual a zero. Como consequência, qualquer ativo com beta (\mathbf{b})¹ igual a zero terá o retorno esperado (\bar{R}) igual à taxa livre de risco, Ross, Westerfield e Jaffe (1995). Substituindo o beta, $\mathbf{b} = 0$ na equação (XV) $\bar{R} = R_F + \mathbf{b}(\bar{R}_1 - R_F)$, a ser estudada nos próximos capítulos, teremos $\bar{R} = R_F$.
- (b) Por sua vez, a ausência de variância, no caso do ativo livre de risco, torna o ativo não correlacionado, em termos de retorno, a qualquer um dos ativos sujeitos a risco.

O papel central desempenhado no processo pela carteira sujeita a riscos suscita a questão de como esta carteira é constituída e que ativos deve abranger (Damodaran, 2001).

Pelo que se pode notar nesta introdução sobre o risco, os negócios dos investidores estão relacionados à administração do risco. Aqueles que têm maior competência na administração do risco, conseguirão êxito, os outros não. Para Jorion (1999) o risco pode ser definido como a volatilidade de resultados inesperados. No decorrer deste trabalho serão abordados vários itens com o propósito de se diminuir o risco nos investimentos, entre eles:

- Risco e retorno de um portfólio;
- Os modelos de fator
- As medidas estatísticas do risco (Volatilidade);
- Aplicação do método econométrico SUR para a determinação dos parâmetros alfa e beta na análise de regressão dos dados da amostra.
- Análise dos resultados obtidos pelo método do fator de retorno esperado.

¹ Medida de volatilidade do preço de uma ação em relação à volatilidade de um índice geral do mercado. Se o fator beta de uma ação é 2, neste caso o retorno da ação sobe ou desce duas vezes mais do que o mercado. Em geral, as ações com beta superiores a 1 são mais arriscadas, em quanto aquelas com índices inferiores a 1 são mais seguras e suas oscilações, menos acentuadas.

1 TEMA

Os ensinamentos praticados nos cursos de economia e administração sempre foram no sentido de mostrar aos alunos que os mercados de ações são eficientes. Se um mercado é eficiente então sempre estabelecerá preços corretos para todas as ações. Isto quer dizer que o preço de cada ação refletirá com exatidão a melhor estimativa de todos os dividendos a serem recebidos ao longo da existência de uma empresa. Ao se considerar a projeção desses dividendos e o preço estabelecido pelo mercado eficiente, poder-se-á esperar um retorno perfeitamente justo sobre cada ação, dado o risco relativo da ação.

Vários autores escreveram sobre a hipótese do mercado eficiente, entre eles podemos citar: Kendall(1953), Kendall e Roberts(1959), Fama e Blume (1966), Campbell e Shiller(1988) e Fama e French (1989) in Bodie, Kane e Marcus(2000). Eugene F. Fama , em 1971, foi um dos primeiros a estabelecer que mercados poderiam ser eficientes em três níveis, com base em quais informações estivessem refletidas nos preços: forma fraca, semiforte e forte, comenta Damodaram(2001). Contudo nem todos os autores concordam com esta hipótese. Para Haugen (2000, p. 13):

“Se isso fosse verdade, os investidores poderiam escolher ações jogando dados. Na verdade, para que escolher? O melhor investimento seria investir num amplo índice de mercado, tipo S&P 500”.

Uniformizar os ganhos de uma empresa por meio de ajustes contábeis é perda de tempo. O mercado eficiente enxerga muito bem através dos números que são informados – “ele sabe quais são os números reais, portanto é melhor informá-los de uma vez” (Haugen, 2000, p. 13).

Os adeptos dos mercados eficientes continuam dizendo que existem muitas evidências que sustentam a sua hipótese, contudo atualmente existem muitas provas que a contradizem. É provável que o mercado cometa erros na determinação dos preços das ações. Ao que tudo indica, não vê através dos números apresentados nos relatórios contábeis. Para Dechaow e La Porta, apud Haugen (2000), o mercado é tipicamente otimista demais quanto aos lucros futuros. Pressupõe que as empresas bem sucedidas manterão o mesmo desempenho por muito tempo.

“Os investidores não pagam pela elegância: pagam pelo poder de previsão. Os diretores-presidentes acham que a elegância é irrelevante. Eles pagam para ter poder de previsão. O que conta, enfim, é a eficácia, não a aparência de perfeição. Portanto, no fim é quase certo que o poder de previsão triunfe sobre a soberba da elegância”. (Haugen, 2000, p. 156).

O problema que norteou este trabalho pode ser enunciado do seguinte modo: Os Modelos de Fator de Retorno Esperado conseguem resultados melhores e que sejam estatisticamente significativos em relação aos modelos CAPM e APT ?

Os Modelos de Fator de Retorno Esperado propostos por Haugen (2000) vêm a complementar as teorias aceitas em Finanças, em que as variações no risco deveriam ser o principal determinante das diferenças quanto ao retorno esperado de um investimento para outro. Até pouco tempo atrás, as duas teorias mais populares eram o Modelo de Precificação de Ativos de Capital (CAPM) e a Teoria de Preços por Arbitragem (APT).

Na Figura 1, podemos ver a distribuição da probabilidade das taxas de retorno para uma carteira de ações. Embora não seja possível ver a distribuição de todos os possíveis retornos para a carteira na qual se está investindo, existem ferramentas que fornecem estimativas de duas de suas características

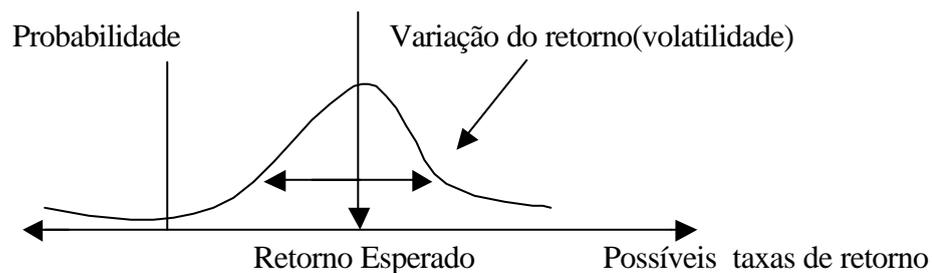


Figura 1 – Distribuição da probabilidade para os retornos de uma carteira de ações.
Fonte: Haugen (2000, p. 40)

É possível utilizar os modelos de fator de retorno para calcular o retorno esperado (conforme indicado pela seta vertical na Figura 1) e os modelos de fator de risco para calcular a possível variabilidade (volatilidade) ou variação no retorno (conforme indicado pela seta horizontal).

Para Haugen (2000, p. 41) “esses modelos de fator de risco e de retorno esperados não estão baseados em teoria. Sua natureza é puramente estatística. Além do mais, (...), são quase tão

poderosos no que tange à sua capacidade de previsão quanto são *fracas* as teorias financeiras para este mesmo fim”.

O modelo de fator de risco emprega fatores capazes de explicar as correlações existentes entre os retornos das ações. Por causa disso, um modelo de risco, deve utilizar fatores que normalmente tenham seus índices que oscilem, caso contrário não haveria correlação entre os fatores, do tipo: taxa de inflação, taxa da variação da produção industrial, taxa da mudança nos preços da gasolina.

Por outro lado, o modelo de retorno esperado utiliza os fatores que ajudem a explicar e, principalmente, a prever quais as ações que tendem a ter seus valores acrescidos ou diminuídos em relação às demais. “Tais fatores tendem a ser característicos de ações individuais, que diferem em nível de uma para a outra.” (Haugen, 2000, p. 46).

Para construir-se um modelo de fator de retorno esperado é preciso, antes de mais nada, relacionar os fatores que descrevam convenientemente o perfil de uma ação e da empresa à qual pertence.

Quantos fatores devem ser usados?. No seu trabalho, Haugen (2000, p. 51) comenta que “são encontrados modelos de fator, nos quais são usados mais de 50 fatores para calcular as taxas esperadas de retorno para as ações.”

O CAPM afirma que um único fator determina as diferenças no retorno esperado - o beta do ativo. Para os defensores da APT, o número de fatores “fica limitado ao número de fatores necessários para justificar completamente as correlações entre os retornos das ações. Quase todos concordam que esse número é bem inferior a 50” (Haugen, 2000, p. 51). Por sugestão do próprio Haugen (2000), os fatores deveriam ser organizados em 5 famílias ou grupos: fatores de risco, fatores de liquidez, fatores de barateamento, fatores de rentabilidade e fatores técnicos(setores).

Isso não quer dizer que essas sejam as únicas famílias úteis para prever o retorno das ações. O próprio Haugen(2000) admite que outras famílias poderiam ser estabelecidas, como por exemplo, empresas que recomparam e vendem ações, relatórios de lucros inesperados, etc também podem ser muito úteis.

1.1 Justificativa

Recentemente, Halfeld (1999) in Haugen (2000) procurou mostrar que as técnicas sugeridas por Haugen (2000) são válidas para o mercado brasileiro e para alguns países da América Latina, apesar de o número de participantes destes mercados ser muito inferior ao dos

grandes mercados mundiais. Muitos destes países sequer têm séries históricas longas para que se possam aplicar modelos matemáticos e econométricos.

Há, portanto, espaço para que se busquem novas evidências, com suporte estatístico e econométrico, para avaliar se os mercados são, de fato, ineficientes. Haugen (2000) conseguiu resultados animadores perante os demais modelos tradicionais, obtidos junto ao mercado de capitais norte-americano. Sua proposta foi aplicada, naquele mercado, no período de janeiro de 1979 a dezembro de 1993. Já o trabalho do Halfeld (1999) foi desenvolvido no mercado brasileiro e latino no período de janeiro de 1992 a junho de 1998.

O presente trabalho testou estas evidências para o atual momento do mercado de capitais brasileiro, utilizando para tal uma série histórica de 60 meses, de maio de 1997 a abril de 2002.

1.2 Objetivos

O objetivo principal desta dissertação será o de avaliar o desempenho dos Modelos de Fator de Retorno Esperado.

Os objetivos secundários a serem estudados são:

- Escolher os fatores *ad hoc* para o estabelecimento dos modelos de retorno;
- Calcular a rentabilidades do modelos de fator de retorno esperado;
- Analisar os resultados obtidos.

2 OS MODELOS DE FATOR DE RETORNO ESPERADO, CAPM E APT

“É difícil passar um dia sem que seja feito algum anúncio, na imprensa especializada, sobre *takeovers*, *junk bonds*, reestruturação financeira e *leveraged buyouts*. Tanto a teoria quanto a prática têm avançado com velocidade extraordinária, e nosso ensino não pode deixar de acompanhá-las” Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 19).

2.1 Evolução da Pesquisa em Finanças

Para Haugen (2000), as constantes mudanças e a evolução notável nos últimos anos da área de Finanças Corporativas propuseram a seguinte classificação ou distinção em três fases: Finanças Antigas, Finanças Modernas e Novas Finanças. O Quadro 1 situa esta classificação na linha de tempo, mostrando, aproximadamente, o período de existência de cada uma.

2.1.1 Finanças Antigas

Especialistas, normalmente graduados em contabilidade e direito, formaram a base das Finanças Antigas. Os livros da época, antes de 1950, ensinavam e mostravam a importância dos ajustes das demonstrações contábeis e financeiras de modo que as receitas e os ativos de diferentes empresa pudessem ser comparados entre si.

2.1.2 Finanças Modernas

Haugen (2000) mostra que, durante mais de 40 anos, do final da década de 50 até a década de 90, houve uma evolução e uma ascensão muito grandes por parte das Finanças Modernas (Quadro1). Foi neste período, principalmente na década de 50 e no princípio da década de 60, que surgiram os 4 paradigmas que mudariam completamente a forma dos executivos financeiros tratar dos investimentos.

1º Paradigma - Otimização da Carteira - As finanças modernas surgiram no início da década de 50, com um estudante de doutorado chamado *Harry Markowitz*, que criou uma nova e fascinante ferramenta para compor carteiras de ações denominada *otimização da carteira*.

Finanças Antigas						Novas Finanças		
1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	em diante	
			Finanças Modernas					
<p><i>Finanças Antigas</i></p> <p>Tema: Análise das demonstrações financeiras e natureza dos títulos de crédito.</p> <p>Paradigma: Análise das demonstrações financeiras.(Graham & Dodd)</p> <p style="padding-left: 40px;">Uso e direitos de títulos de crédito(Dewing)</p> <p>Base: Contabilidade e direito</p> <p><i>Finanças Modernas</i></p> <p>Tema: Avaliação baseada no comportamento econômico racional.</p> <p>Paradigmas: Otimização(Markowitz)</p> <p style="padding-left: 40px;">Irrelevância (Modigliani & Miller)</p> <p style="padding-left: 40px;">CAPM (Sharpe, Lintner & Mossen)</p> <p style="padding-left: 40px;">EMH – Efficiency Market Hypothesis(Fama) *</p> <p>Base: Economia</p> <p><i>Novas Finanças</i></p> <p>Tema: Mercados ineficientes.</p> <p>Paradigmas: Modelos de fator <i>ad hoc</i> indutivos</p> <p style="padding-left: 40px;">Retorno esperado (Haugen)</p> <p style="padding-left: 40px;">Risco(Chen, Roll & Ross)</p> <p style="padding-left: 40px;">Modelos comportamentais (Kahneman & Tverky)</p> <p>Base: Estatística, econometria e psicologia</p>								

Quadro 1 – Evolução das finanças acadêmicas

Fonte: Livro- ” Os Segredos da Bolsa” – (Haugen, 2000, p. 15)

Nota: * : No original consta Hiperlink no lugar de Hypothesis. A troca dos termos deve ter sido, aparentemente, por erro de digitação, como pode ser constatado em Bodie, Kane e Marcus(2000, p. 250), em Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 264) e em Damodaran (2001, p. 184).

“Harry nos mostrou quanto investir em cada ação para ter a menor variabilidade possível no retorno periódico, considerando-se nosso objetivo de um retorno esperado de 10 por cento” (Haugen, 2000, p.16). Esta nova ferramenta de Markowitz, com a finalidade de realizar eficientes combinações de ativos, foi desenvolvida na Universidade de Chicago em 1951 e publicada em 1952. Ficou ignorada por mais de uma década, apesar de se mostrar de grande valor para o mundo, mas finalmente foi reconhecida e seu autor agraciado, juntamente com William

Sharpe, seu orientando no doutorado, e Merton Miller, com o Prêmio Nobel de Economia em 1990.(Bodie, Kane e Marcus, 2000)

2º Paradigma - Os Teoremas da Irrelevância de M&M - Este segundo paradigma surge nos meados da década de 50 e foi proposto por dois economistas chamados Franco Modigliani e Merton Miller(M&M). Estes economistas foram agraciados com o Prêmio Nobel em 1985 e 1990, respectivamente. M&M alegavam que a natureza e a composição do lado direito do balanço patrimonial de uma empresa – seus títulos de crédito, não eram importantes. O que realmente importava era natureza e a composição do lado esquerdo – seus investimentos e seus ativos. O Teorema da Irrelevância de M&M pressupõe um mercado eficiente. “Conseqüentemente somente se todos os títulos de crédito fossem avaliados de maneira justa a natureza deles poderia não exercer influência sobre o valor da empresa” (Haugen, 2000, p. 17).

3º Paradigma – CAPM - O Modelo de Precificação de Ativos, quase sempre chamado de CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), é a peça central da economia financeira moderna. Foi proposto originalmente por William F. Sharpe em 1964, prêmio Nobel de 1990 em Economia. Este modelo procura relacionar a taxa de retorno exigida para um título ao seu risco, conforme medido pelo fator beta.

Durante a evolução das finanças modernas, vários conceitos, que antes eram usados sem muita fundamentação teórica (*ad hoc*), foram aprimorados e revestidos de base teórica. Entre esses conceitos está a noção de risco, que é o foco principal do CAPM. Ele se constitui num dos principais paradigmas usados na área de decisão de investimentos em ativos de risco, sejam ações, debêntures, commodities e mesmo em seleção de projetos, conforme Costa Jr. e Neves (2000). Na mesma linha, Mellagi Filho e Ishikawa (2000, p. 265), diz: “é um dos mais rigorosos e fundamentais modelos para a análise de investimentos”.

4º Paradigma - HME– Hipótese do Mercado Eficiente - Este paradigma proposto por Eugene F. Fama, em 1965, quando estudava doutorado no mesmo campus de Harry Markowitz, supõe que os preços dos títulos refletiam completamente as informações disponíveis sobre títulos. “Fama imaginou um mercado eficiente e escreveu sobre ele em sua tese.” (Haugen, 2000, p. 17).

A questão de se os mercados são eficientes e, em caso contrário, onde residem as ineficiências, é básica para a avaliação de investimentos. Damodaran (2001, p. 183) afirma que “aqueles que fazem boas avaliações, então, serão capazes de obter retornos ‘maiores’ que outros investidores, devido à sua capacidade de identificar empresas super ou subvalorizadas.”

A Hipótese do Mercado Eficiente (HME) é definida por Bodie, Kane e Marcus (2000, p. 250) como sendo “a hipótese de que os preços dos títulos já refletem completamente as informações disponíveis sobre os títulos.” Uma das mais antigas classificações de níveis de eficiência de mercado, segundo Damodaran (2001) é a que foi feita por Fama em 1971, quando argumentou que os mercados poderiam ser eficientes em três níveis: a forma fraca (*random walk*), a forma semiforte e forma forte da hipótese HME.

A **forma fraca da HME** afirma que os preços correntes refletem as informações contidas no histórico das negociações passadas e que não seriam úteis para descobrir ações subvalorizadas. Neste caso, o grafismo (análise técnica) não tem utilidade alguma.

Para a **forma semiforte da HME**, o preço corrente reflete não apenas as informações contidas nos preços passados, mas também todas as informações públicas disponíveis (balanços, relatórios e notícias da imprensa).

A **forma forte da HME** afirma que os preços refletem toda informação pública ou privada. “Os preços refletem tudo que é possível conhecer; ninguém obtém lucros superiores sistematicamente”, afirmam Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 267). Para eles é muito importante a distinção entre o retorno efetivo de uma ação e o retorno esperado. A diferença é denominada de **retorno anormal** e decorre da divulgação de notícias ao mercado. “Nem todo mundo acredita na hipótese de mercado eficiente. É uma teoria mal compreendida.” confirmam Ross, Westerfield e Jaffe(1995, p. 282).

2.1.3 Novas Finanças

“O trabalho realizado por Fama e French (1992) (F&F) ‘critica’ o modelo CAPM ao mostrar que a sua chave analítica não explica porque os retornos sobre as ações diferem. Uma vez que têm o controle sobre um conjunto de características da empresa, tais como valor de mercado, preço/lucro e o beta da empresa (isto é seu risco sistemático), o CAPM não contribui em nada para a previsão de retornos futuros)” (Bodie, Kane e Marcus, 2000, p. 234).

“De acordo com o CAPM, os retornos refletem o risco. Há muito tempo vem se discutindo se o beta prediz os retornos” comentam em seus estudos Fama e French (1992) e Bodie, Kane e Marcus (2000, p. 235). Em vez de beta, dizem eles, as diferenças no tamanho da empresa e no coeficiente do valor contábil para o valor de mercado explicam as diferenças em retornos, principalmente o valor de mercado. Fama e French (1992) estudaram todas as ações não-financeiras negociadas na *NYSE*, na *Amex* e na *Nasdaq* entre 1963 e 1990. As ações foram agrupadas em carteiras. As carteiras formadas com base no tamanho, isto é capitalização de

mercado, tiveram resultados significativos em relação ao CAPM. Mas quando os autores agruparam as ações similares em betas e em tamanho(retorno). Os betas, então, se tornaram um guia ruim para o retorno e concluindo que não há relação entre eles. Damodaran (2001)

Tabela 1 - Taxas de Retorno do Mercado Americano de 1926-1966

ANO	Ações de Empresas Pequenas	Ações de Empresas Grandes	Obrig. do Tesouro a Longo Prazo	Obrig. do Tesouro a Médio Prazo	Letras do Tesouro	Inflação
1926	-8,91	12,21	4,54	4,96	3,19	-1,12
1927	32,23	35,99	8,11	3,34	3,12	-2,26
1928	45,02	39,29	-0,93	0,96	3,21	-1,16
1929	-50,81	-7,66	4,41	5,89	4,74	0,58
1930	-45,69	-25,90	6,22	5,51	2,35	-6,40
1931	-49,17	-45,56	-5,31	-5,81	0,96	-9,32
1932	10,95	-9,14	11,89	8,44	1,16	-10,27
1933*	187,82*	54,56*	1,03	0,35	0,07	0,76
1934	25,13	-2,32	10,15	9,00	0,60	1,52
1935	68,44	45,67	4,98	7,01	-1,59	2,99
1936	84,47	33,55	6,52	3,77	-0,95	1,45
1937	-52,71	-36,03	0,43	1,56	0,35	2,86
1938	24,69	29,42	5,25	5,64	0,09	-2,78
1939	-0,10	-1,06	5,90	4,52	0,02	0,00
1940	-11,81	-9,65	6,54	2,03	0,00	0,71
1941	-13,08	-11,20	0,99	-0,59	0,06	9,93
1942	51,01	20,80	5,39	1,81	0,26	9,03
1943	99,79	26,54	4,87	2,78	0,35	2,96
1944	60,53	20,96	3,59	1,98	-0,07	2,30
1945	82,24	36,11	6,84	3,60	0,33	2,25
1946	-12,80	-9,26	0,15	0,69	0,37	18,13
1947	-3,09	4,88	-1,19	0,32	0,50	8,84
1948	-6,15	5,29	3,07	2,21	0,81	2,99
1949	21,56	18,24	6,03	2,22	1,10	-2,07
1950	45,48	32,68	-0,96	0,25	1,20	5,93
1951	9,41	23,47	-1,95	0,36	1,49	6,00
1952	6,36	18,91	1,93	1,63	1,66	0,75
1953	-5,68	-1,74	3,83	3,63	1,82	0,75
1954	65,13	52,55	4,88	1,73	0,86	-0,74
1955	21,84	31,44	-1,34	-0,52	1,57	0,37
1956	3,82	6,45	-5,12	-0,90	2,46	2,99
1957	-15,03	-11,14	9,46	7,84	3,14	2,90
1958	70,63	43,78	-3,71	-1,29	1,54	1,76
1959	17,82	12,95	-3,55	-1,26	2,95	1,73
1960	-5,16	0,19	13,78	11,98	2,66	1,36
1961	30,48	27,63	0,19	2,23	2,13	0,67
1962	-16,41	-8,79	6,81	7,38	2,72	1,33
1963	12,20	22,63	-0,49	1,79	3,12	1,64
1964	18,75	16,67	4,51	4,45	3,54	0,97
1965	37,67	12,50	-0,27	1,27	3,94	1,92
1966	-8,08	-10,25	3,70	5,14	4,77	3,46
1967	103,39	24,11	-7,41	0,16	4,24	3,04

continua

Tabela 1 - Taxas de Retorno do Mercado Americano de 1926-1966 (continuação)

ANO	Ações de Empresas Pequenas	Ações de Empresas Grandes	Obrig. do Tesouro a Longo Prazo	Obrig. do Tesouro a Médio Prazo	Letras do Tesouro	Inflação
1968	50,61	11,00	-1,20	2,48	5,24	4,72
1969	-32,27	-8,33	-6,52	-2,10	6,59	6,20
1970	-16,54	4,10	12,69	13,93	6,50	5,57
1971	18,44	14,17	17,47	8,71	4,34	3,27
1972	-0,62	19,14	5,55	3,80	3,81	3,41
1973	-40,54	-14,75	1,40	2,90	6,91	8,71
1974	-29,74	-26,40	5,53	6,03	7,93	12,34
1975	69,54	37,26	8,50	6,79	5,80	6,94
1976	54,81	23,98	11,07	14,20	5,06	4,86
1977	22,02	-7,26	0,90	1,12	5,10	6,70
1978	22,29	6,50	-4,16	0,32	7,15	9,02
1979	43,99	18,77	9,02	4,29	10,45	13,29
1980	35,34	32,48	13,17	0,83	11,57	12,52
1981	7,79	-4,98	3,61	6,09	14,95	8,92
1982	27,44	22,09	6,52	33,39	10,71	3,83
1983	34,49	22,37	-0,53	5,44	8,85	3,79
1984	-14,02	6,46	15,29	14,46	10,02	3,95
1985	28,81	32,00	32,68	23,65	7,83	3,80
1986	3,40	18,40	23,96	17,22	6,18	1,10
1987	-13,95	5,34	-2,65	1,68	5,50	4,43
1988	21,72	16,86	8,40	6,63	6,44	4,42
1989	8,37	31,34	19,49	14,82	8,32	4,65
1990	-27,08	-3,20	7,13	9,05	7,86	6,11
1991	50,24	30,66	18,39	16,67	5,65	3,06
1992	27,84	7,71	7,79	7,25	3,54	2,90
1993	20,30	9,87	15,48	12,02	2,97	2,75
1994	-3,34	1,29	-7,18	-4,42	3,91	2,67
1995	33,21	37,71	31,67	18,07	5,58	2,54
1996	16,50	23,00	0,10	2,70	5,20	3,32
Média	19,02	12,50	5,31	5,16	3,76	3,22
Desvio-Padrão	40,44	20,39	7,96	6,47	3,35	4,54
Mínimo	-52,71	-45,56	-7,41	-5,81	-1,59	-10,27
Máximo	187,82	54,56	32,68	33,39	14,95	18,13

Fonte: Bodie, Kane, Marcus (2000, p. 164)

* O retorno total de ações de uma pequena empresa em 1933 foi de 187,82%

Tabela 2 - Distribuição de Frequências das Taxas de Retornos Anuais de 1926-1996

Bloco	Frequência	% cumulativo	Bloco	Frequência	% cumulativo
-52,7	1	1,41%	37,49	25	35,21%
-22,6	7	11,27%	7,42	20	63,38%
7,4	20	39,44%	67,56	10	77,46%
37,5	25	74,65%	-22,64	7	87,32%
67,6	10	88,73%	97,62	5	94,37%
97,6	5	95,77%	127,69	2	97,18%
127,7	2	98,59%	-52,71	1	98,59%
157,8	0	98,59%	Mais	1	100,00%
Mais	1	100,00%	157,75	0	100,00%

Fonte: Tabela adaptada de Bodie, Kane, Marcus (2000, p. 164)

Por sua vez, Haugen (2000) selecionou três mil ações da Bolsa de Nova York e as agrupou em decis, uniformemente ponderados, com 300 ações em cada um de acordo com o tamanho da empresa, (capitalização de mercado”. As tabelas 2 e 3 mostram os resultados consolidados a partir da Tabela 1. A média dos retornos é, geralmente, mais alta à medida que o tamanho das firmas diminui. Os dados sugerem que as pequenas empresas ganharam um prêmio de risco substancial, fazendo com que seu tamanho pareça um “substituto importante para o risco” conforme enfatizam Bodie, Kane e Marcus(2000, p. 169). Quando foram agrupadas somente com base na capitalização do mercado (tamanho), o CAPM teve resultados significativos - contudo cada carteira continha uma grande quantidade de betas. Então, *F&F* agruparam as ações similares em betas e em tamanho. Os betas, então, se tornaram um guia ruim para os retornos. “Em vez de beta, dizem *F&F*, as diferenças no tamanho da empresa e no coeficiente do valor contábil para o valor de mercado explicam as diferenças em retornos” (Bodie, Kane e Marcus (2000, pág, 235).

A Tabela 3, montada a partir da Tabela 1, mostra a média de retornos e o desvio-padrão para as carteiras da NYSE, arranjada de acordo com o tamanho da empresa. Nota-se que as médias dos retornos são, geralmente, mais altas à medida que o tamanho das firmas diminui. Os dados sugerem, nitidamente, que as pequenas empresas ganharam um prêmio de risco substancial, fazendo com que seu tamanho pareça um substituto importante para o risco..

Apesar de *F&F* terem produzido resultados embaraçosos para os seguidores do CAPM, falta a eles a teoria para explicá-los. Os autores esperam que o tamanho e os coeficientes contábeis para o mercado sejam substitutos para outros fundamentos.

“Isto deixa o mercado fazer uma escolha desajeitada: acreditar na evidência de Fama e French, apesar de seu vácuo teórico, e usar os coeficientes de tamanho e valor contábil/mercado como guia para os retornos; ou manter a teoria que, apesar dos dados, é construída sobre uma lógica impecável” (Bodie, Kane e Marcus, 2000, p. 235).

Tabela 3 - Resumo dos Retornos Anuais em Carteiras Decil da NYSE de 1926-1996

DECIL	Média Geométrica(%)	Média Aritmética(%)	Desvio Padrão(%)
1- A Maior*	9,8	11,6	18,9
2	11,1	13,5	22,4
3	11,5	14,1	24,2
4	11,6	14,8	26,7
5	12,2	15,6	27,5
6	11,8	15,6	28,5
7	11,9	16,1	31,0
8	12,2	17,3	34,8
9	12,3	18,0	37,3
10-A Menor*	13,8	21,9	46,5
Média capitalizada decis 3-5	11,7	14,6	25,4
Média capitalizada decis 6-8	12,0	16,1	30,4
Média capitalizada decis 9-10	12,8	19,0	39,6
NYSE índice total ponderado em valor	10,4	12,3	20,2

Fonte: Fundamentos de Investimentos (Bodie, Kane e Marcus, 2000, p.168)

* : Carteiras da Nyse arranjadas de acordo com o tamanho da empresa

1 – A Maior = decil 1 representa as maiores empresas(capitalização do mercado)

10-A Menor = decil 10 representa as menores empresas(capitalização do mercado)

2.2 Retorno e Risco da Carteira

No CAPM, os investimentos são medidos em duas dimensões: o retorno esperado sobre o investimento, que compreende a recompensa, e a variância nos retornos esperados, que compreende o risco do investimento. A variância em qualquer investimento mede a disparidade entre retornos efetivos e esperados. Em termos estatísticos, a variância pode ser capturada na distribuição do retorno. “No mundo CAPM, a variância é a única medida de risco” (Damodaran, 2001, p. 27). Investidores, com a opção de escolha entre dois investimentos com o mesmo desvio padrão, mas retornos esperados diferentes, sempre escolherão aquele com o retorno esperado mais elevado.

“Embora o argumento de que a diversificação reduza o risco não sistemático ou diversificável seja incontestável, a premissa, adotada pelo CAPM, de que o risco diversificável não importa, não o é” (Damodaran, 2001, p.30). Esta pressuposição está baseada em que o investidor marginal no mercado, que fixa preços e portanto determina o enfoque dado ao risco, é bastante diversificado e espera ser recompensado apenas em função do risco não-diversificável.

Caso o investidor marginal não estiver diversificado, o risco diversificável poderá afetar preços e retornos esperados. Damodaran (2001)

O papel central desempenhado no processo pela carteira sujeita a riscos, suscita a questão de como esta carteira é constituída e que ativos abrange. Como se pressupõe que todos os investidores no universo CAPM possuam as mesmas informações e detenham a mesma carteira, esta tem que incluir todos os ativos negociados, proporcionalmente aos seus valores de mercado. Logo, qualquer ativo que não faça parte da carteira não estará em mãos de nenhum investidor e não terá qualquer valor. O fato de esta carteira incluir todos os ativos negociados no mercado é o motivo de ser denominada “carteira de mercado”. “Defensores do CAPM devem, sem dúvida, se preocupar com o fato de investidores no mundo real deterem uma larga variedade de carteiras e não apenas o ativo livre de risco e a carteira de mercado” (Damodaran, 2001, p.38).

Supondo que investidores possuam somente dois ativos, um é uma combinação de ativos livres de risco e o segundo é uma carteira de mercado. “O risco de qualquer ativo individual será medido relativamente à carteira de mercado. Para Damodaran (2001) o risco de qualquer ativo individual será medido relativamente à carteira de mercado e este risco será adicionado a esta carteira de mercado. Por outro lado a variância da carteira de mercado antes da inclusão do novo ativo, poderá ser expressa matematicamente, da seguinte forma:

- Para um ativo

Retorno Esperado: é o retorno que um indivíduo espera que uma ação possa proporcionar no próximo período. Por tratar-se apenas de uma expectativa, evidentemente, o retorno efetivo poderá ser mais alto ou mais baixo. Contudo, a expectativa de um investidor, pode ser simplesmente o retorno médio que o título obteve no passado.

Retorno Esperado do Ativo = Média Aritmética dos Retornos Passados=

$$\bar{R} = \frac{(R_1 + R_2 + \dots + R_N)}{N} \quad (I)$$

Variância: A variância e a sua raiz quadrada, o desvio-padrão, são as medidas mais comuns de variabilidade ou dispersão.

O desvio-padrão e a variância medem a variabilidade do retorno de um título isolado e são tidas como medidas apropriadas do risco de um título quando a carteira de um investidor contém apenas esse título. Contudo, como afirmam Ross, Westerfield e Jaffe (1995), a maior parte dos investidores possuem carteiras e, em consequência disso, a variância (ou o desvio-padrão) não é uma boa medida do risco de um título isolado. O beta é uma medida mais apropriada. “O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) mostra que o risco de um título individual é bem representado pelo seu coeficiente beta” para Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 198).

Variância com um ativo i:
$$\boxed{Var(i) = \mathbf{s}_i^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2}{n-1}}$$
 (II)

Para o cálculo do desvio padrão: $DP(R) = \sqrt{VAR(R)}$

As variabilidades de ações individuais são medidas pelas estimativas de variância e desvio-padrão. Contudo quando desejamos medir a relação entre a taxa de retorno de uma ação e o retorno da outra, necessitamos uma medida estatística que possa estabelecer uma relação entre as duas variáveis. Neste caso deve-se recorrer à covariância e à correlação.

- Para dois ou mais ativos

Retorno esperado de uma carteira ou portfólio $[E(R_P)]$ é simplesmente uma média ponderada dos retornos dos títulos individuais que a compõem. (R_N , onde $N = 1, 2, 3, \dots, N$)

$$E(R_P) = X_1.E(R_1) + X_2.E(R_2) + \dots + X_N.E(R_N) = \boxed{\bar{R}_P = \sum_{i=1}^N X_i . \bar{R}_i}$$
 (III)

Onde X_i é a percentagem aplicada em cada ativo.

Naturalmente que a $\boxed{\sum_{i=1}^N X_i = 1 \text{ ou } 100\%}$ (IV)

Quando o risco é entendido como sendo a variância ou o desvio-padrão, o cálculo do risco de uma carteira exige um tratamento mais complexo. Considerando a variância com dois ativos (A e B), teremos:

$$\boxed{Var (R_p) = \mathbf{s}_p^2 = X_i^2 . \mathbf{s}_i^2 + X_j^2 \mathbf{s}_j^2 + 2 X_i X_j Cov (X_i X_j)}$$
 (V)

A expressão geral para o cálculo do risco (desvio-padrão) de uma carteira contendo **n ativos**, pode ser escrita em função da correlação, assim:

$$\mathbf{s}_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j r_{i,j} \mathbf{s}_i \mathbf{s}_j$$
 (VI)

onde: \mathbf{s}_p^2 é a variância da carteira p;

w_i e w_j são os pesos das ações i e j na carteira p;

$r_{i,j}$ é o coeficiente de correlação entre os retornos dos pares (i,j);

\mathbf{s}_i^2 e \mathbf{s}_j^2 são os desvios padrões das ações i e j, respectivamente.

$r_{i,j}S_iS_j$ este termo identifica a covariância das ações i e j , que é uma medida do grau com que elas “co-variam” e é igual ao coeficiente de correlação das duas ações multiplicado pelo produto de seus desvios padrões.

O número de termos na fórmula(VI) aumenta exponencialmente com o número de ativos na carteira, em grande parte devido ao número de termos de covariância a serem considerados. De modo geral, o número de termos de covariância pode ser expresso como função do número de ativos:

$\text{N}^\circ \text{ de termos de covariância} = N(N-1)/2 \quad (\text{VII})$ <p>onde n é o número de ativos de uma carteira.</p>
--

Ex.: Para 100 ativos teríamos uma matriz formada por 4.950 covariâncias.

2.2.1 Correlação, Covariância e Beta

Sem utilizar a demonstração matemática rigorosa que Assaf Neto (2000) apresenta em seu trabalho, é intuitivo perceber que o aumento de ativos em uma carteira (diversificação) tende a reduzir o risco individual dos mesmos. Vamos supor que tenhamos uma carteira diversificada, com todos os títulos possíveis do mercado. Para Assaf Neto (2000), a soma de todos os riscos individuais e conjuntos dos ativos(variância e covariâncias) é o próprio risco sistêmico do mercado, ou seja, aquele que não desaparece com a diversificação. Segundo Damodaran (2001), a diversificação de investimentos em carteiras elimina o risco específico da empresa. “A medida padronizada de risco não-diversificável, risco específico ou risco sistemático é o beta de um ativo” (Damodaran, 2001,p. 39), dado por:

$$\text{Coeficiente Beta(} \mathbf{b} \text{)} \rightarrow \mathbf{b}_i = \frac{\text{Cov}(i, m)}{\text{Var}(m)} \quad (\text{VIII})$$

O modelo do CAPM exprime o risco sistemático de um ativo pelo seu coeficiente beta, identificado com o parâmetro angular na reta de regressão linear. A carteira de mercado, por conter unicamente o risco sistemático, pois o risco não sistemático teria sido todo eliminado pela diversificação, apresenta um beta igual a 1,0. No caso em que o beta de um ativo é exatamente igual a 1,0 indica que a ação se movimenta na mesma direção da carteira de mercado do retorno esperado. Isto significa que o risco da ação é igual ao risco sistemático do mercado como um

todo, segundo Assaf Neto(2000). Para Mellagi Filho e Ishikawa (2000) o coeficiente beta pode ser redefinido como sendo a razão entre o risco de um ativo A e o risco do mercado de ativos (fórmula VIII-a).

$$b_A = \frac{\text{risco do ativo A}}{\text{risco do mercado}} \quad (\text{VIII-a})$$

2.2.2 Classificação dos Tipos de Risco

1 – **Risco Sistemático ou “não diversificável”** ou risco de “mercado” ou risco “comum”. É o risco que tem origem nas flutuações a que está sujeito o sistema econômico como um todo, sendo suas principais fontes as variações nas taxas de juros da economia, o processo inflacionário, a situação política e o comportamento das cotações no mercado de títulos. É um risco relacionado às condições macroeconômicas e por esta razão, o investidor individual não tem nenhum controle sobre o risco sistemático. (Figura 2).

2 – **Risco não-sistemático ou diversificável** ou risco “do negócio” é aquele relacionado ao próprio desempenho do investimento e que pode ser total ou parcialmente diluído pela diversificação da carteira. Está relacionado com as características básicas do título e do mercado de negociação.

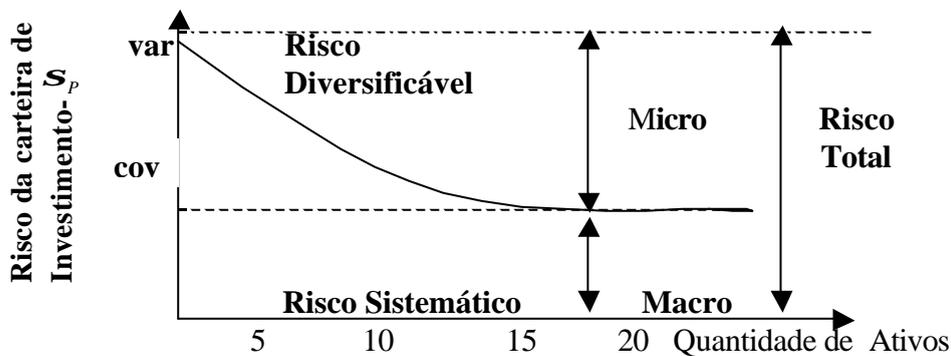


Figura 2 - A redução do risco pela diversificação

- Nota: 1. Todos os títulos têm a mesma variância, var .
 2. Todos os títulos têm a mesma covariância, cov .
 3. Todos os títulos têm o mesmo peso na carteira

$$\boxed{\text{Risco Total} = \text{Risco Sistemático} + \text{Não-Sistemático(diversificável)}}$$

Conforme Ross, Westerfield e Jaffe (1995), pode-se, também, estabelecer a seguinte relação idêntica à anterior:

$$\boxed{\text{Risco Total de um título} = \text{Risco da carteira} + \text{Risco diversificável}}$$

Como se pode ver na Figura 2, conforme se amplia a diversificação da carteira por meio da inclusão de mais títulos, seu risco total decresce em função da eliminação do risco não-sistemático (diversificável). Esse processo, contudo, é limitado pela presença do risco sistemático, comum a todos os títulos. A partir de um certo número de títulos, o risco da carteira se mantém praticamente estável, correspondendo unicamente ao \mathbf{b} , sua parte não diversificável. Segundo Assaf Neto (2000), ao se compor uma carteira de ativos, uma medida relevante passa ser o risco sistemático, já que o outro componente pode ser eliminado pela diversificação.

2.2.3 Cálculo do Beta (\mathbf{b}) de uma Carteira

O \mathbf{b} de uma carteira é dado pela simples média ponderada dos \mathbf{b} 's dos ativos que a compõem.

$$\mathbf{b}_K = \sum_{i=1}^N X_i \mathbf{b}_i \quad (\text{XII})$$

Uma de suas propriedades importante é a de que o beta médio de todos os títulos, quando ponderado pela proporção entre o valor de mercado de cada título e o da carteira de mercado, é igual a 1.

$$\sum_{i=1}^N X_i \mathbf{b}_i = 1 \quad (\text{XIII})$$

2.3 Linha de Títulos do Mercado (SML)

A linha de títulos do mercado, também conhecida por SML – Security Market Line, relaciona os retornos desejados e seus respectivos indicadores de risco, definidos pelo coeficiente beta. A relação entre o beta e retorno esperado é visualizada na Figura 3. Se o CAPM representa uma relação efetiva de risco e retorno, “todos os ativos deveriam se posicionar sobre a Linha de Títulos do Mercado (SML), que fornece o retorno esperado para qualquer beta dado (Damodaran, 2001, p. 40).

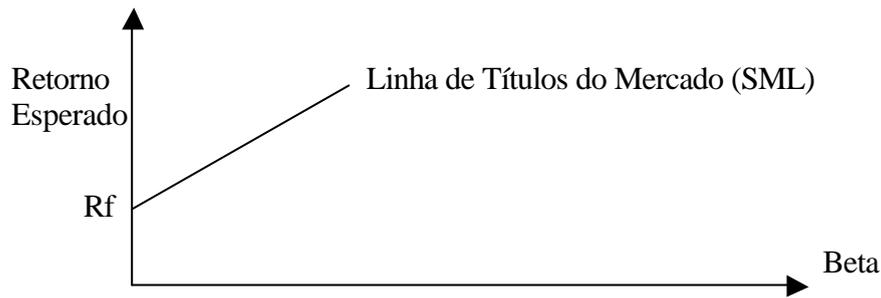


Figura 3 – Betas e Retornos Esperados (SML)

2.4 Relação entre Risco e Retorno (CAPM)

“O Retorno Esperado sobre um ativo pode ser expresso como função da taxa livre de risco e o beta (s_p) daquele ativo” (Damodaran, 2001, p. 40). Esta estrutura de retorno admite que o risco do ativo, em consideração, é idêntico ao de mercado como um todo, sendo ambos remunerados pela mesma taxa de prêmio pelo risco. A medida que relaciona o risco de um ativo com o do mercado é o coeficiente beta. Esta relação pode ser visualizada na Figura 4. A taxa de retorno requerida por um investimento em condições de risco pode ser formalizada pela seguinte relação, conforme Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 226) e Assaf Neto (2000, p. 289):

$$\begin{pmatrix} \text{Retorno} \\ \text{esperado} \\ \text{de um} \\ \text{título} \\ \bar{R} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \text{Taxa de Juros} \\ \text{livre de risco} \\ (R_F) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \text{Prêmio pelo} \\ \text{risco} \\ \bar{R}_M - R_F \end{bmatrix} \times [\text{beta do título}(\mathbf{b})] \quad (\text{XIV})$$

Esta relação permite o cálculo do retorno esperado de um título, e que foi generalizada da seguinte forma, conforme Ross, Westerfield e Jaffe (1995, pág 226):

$$\boxed{\bar{R} = R_F + \mathbf{b}(\bar{R}_M - R_F), \quad (\text{CAPM})} \quad (\text{XV})$$

onde:

\bar{R} = Retorno esperado de um título.

R_F = Taxa de juros de títulos livre de risco (risk free rate)

\bar{R}_M = Retorno da carteira de mercado

“Em verdade, esta é a expressão do CAPM, conforme foi desenvolvida originalmente e é equivalente à reta de regressão linear” (Assaf Neto, 2000, p. 298).

Com isso, tem-se:

$$\text{Reta de regressão linear: } \bar{R} = a + b\bar{R}_M \quad (\text{XVI})$$

$$\text{CAPM} \quad : \quad \bar{R} = R_F + \mathbf{b}(\bar{R}_M - R_F) \quad (\text{XVII})$$

a = coeficiente linear ou parâmetro linear do modelo, ou seja, representa o ponto onde a reta de ajuste corta o eixo da variável Y;

b = coeficiente angular (beta) ou parâmetro angular também definido por coeficiente de inclinação ou declividade da reta de regressão.

2.4.1 Retorno Exigido e Alfa de Jensen

Essencialmente, a taxa de retorno exigida nas decisões do investimento é formada com base na remuneração de um ativo livre de risco mais um prêmio pelo risco identificado na decisão em avaliação, como se pode verificar na equação (XIV).

Por sua vez, o parâmetro *alfa de Jensen* reflete o desempenho da ação comparativamente aos seus valores esperados, correspondendo o intercepto a da equação da regressão linear. Conforme a definição de Assaf Neto (2000, p. 299): “O *alfa de Jensen* efetua uma comparação entre os retornos apresentados por uma ação e os retornos esperados pelo modelo do CAPM”.

Para o seu cálculo utilizamos a equação do CAPM:

$$\bar{R} = R_F + \mathbf{b}\bar{R}_M - \mathbf{b}R_F$$

$$\bar{R} = R_F - \mathbf{b}R_F + \mathbf{b}\bar{R}_M, \quad \text{colocando-se em evidência } R_F, \text{ tem-se:}$$

$$\bar{R} = R_F(1 - \mathbf{b}) + \mathbf{b}\bar{R}_M, \quad (\text{XVIII})$$

onde o parâmetro $R_F(1 - \mathbf{b})$ é conhecido como *alfa de Jensen*

2.4.2 O CAPM e o Coeficiente Beta (\mathbf{b}).

O CAPM ainda é o padrão pelo qual os demais modelos de risco e retorno são medidos. Foi construído sobre a premissa de que a variância de retornos é a medida de risco apropriada, mas apenas aquela porção de variação que é não-diversificável. O modelo mede essa variância não diversificável usando uma estimativa beta (Figura 4).

$$\mathbf{b} = \frac{COV_{R_i, R_M}}{VAR_{R_M}} = \frac{Cov(R_i, R_M)}{\mathbf{s}^2(R_M)} \quad (\text{XIX})$$

“O retorno esperado de um título está positivamente relacionado com o seu risco, pois os investidores somente assumirão riscos adicionais se receberem compensação adicional. O CAPM indica que o beta e não o desvio padrão, é a medida apropriada do risco” (Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 198).

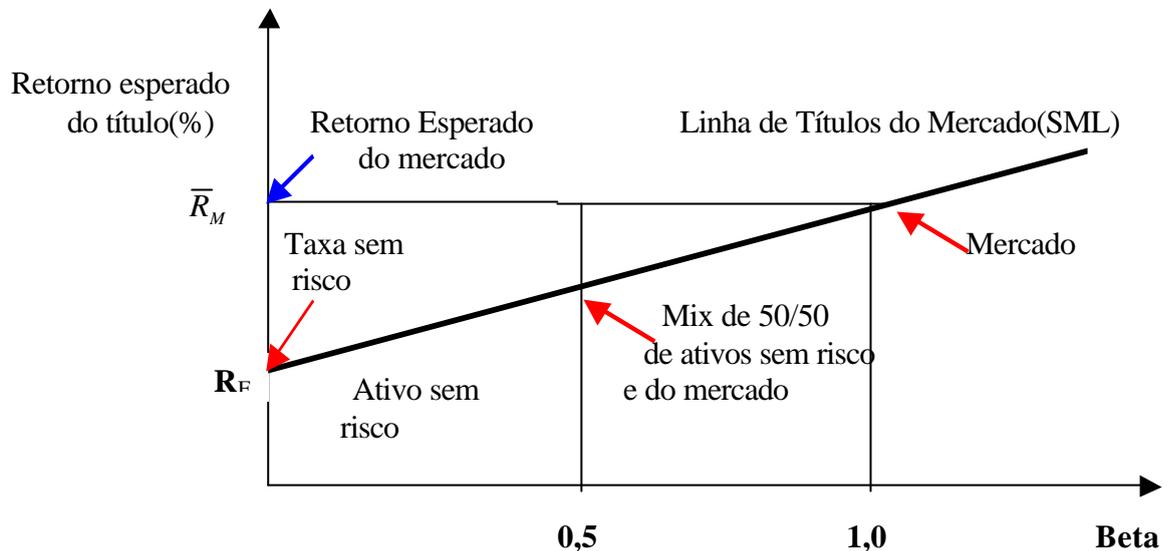


Figura 4 - Relação entre retorno esperado e beta de um título individual
Fonte: Ross, Westerfield e Jaffe (1995, p. 225)

Já a variância de qualquer investimento mede a disparidade dos retornos efetivos e esperados. Em termos estatísticos, Figura 5, a variância pode ser capturada na distribuição do retorno.

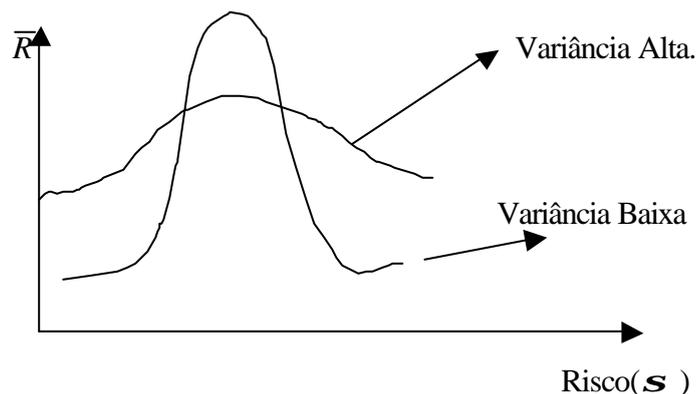


Figura 5 – Distribuições de Retornos com dois investimentos

A partir da fórmula (XIV ou do CAPM), podem-se tirar algumas conclusões, conforme propôs Ross, Westerfield e Jaffe(1995, p. 225):

- O beta (\mathbf{b}) da carteira de mercado é 1. Isto pode ser provado usando as definições a seguir:

$$\text{Se } Cov_{m,m} = \mathbf{s}_m^2, \text{ então } \mathbf{b} = \frac{VAR_{RM}}{VAR_{RM}} = \frac{Cov(R_M, R_M)}{Cov(R_M, R_M)} = 1 \quad (\text{XX})$$

O beta nos informa qual é a volatilidade que uma ação individual terá. Quando uma ação tem beta igual a 1 tende a subir ou descer na mesma proporção que o mercado.

- Ativos que são mais arriscados que a média, terão betas (\mathbf{b}) > 1

Por outro lado, se uma ação tem beta maior que 1 tenderá a se valorizar ou subir mais do que o mercado.

- Ativos mais conservadores do que a média terão betas (\mathbf{b}) < 1

As ações com coeficiente beta menor que 1 tendem a variar percentualmente menos do que o mercado.

- Os ativos livres de risco terão um beta (\mathbf{b}) $= 0$

Supondo-se $\mathbf{b} = 0$ e substituindo-se este beta na equação (XV), teremos: $\bar{R} = R_F$, ou seja, o retorno esperado é igual a taxa livre de risco. Para Ross, Westerfield e Jaffe (1995, pág 225), “o retorno esperado de um título que tenha o beta igual a zero será dado pela taxa livre de risco. Quando um título não possui risco relevante, seu retorno esperado só pode ser igual ao do ativo sem risco”.

2.4.3 O CAPM e o mundo real

“O CAPM funciona? O Beta constitui um bom substituto para o risco e está correlacionado aos retornos esperados?” (Damodaran, 2001, p. 41). As respostas destas perguntas foram amplamente debatidas ao longo dos últimos 20 anos. Os primeiros testes do modelo realizados mostraram que os betas e os retornos tinham correlacionamentos positivos, embora outras medidas de risco(como a variância) também explicassem as diferenças nos retornos efetivos. Segundo Damodaran (2001) isto foi atribuído a limitações das técnicas dos testes.

Foi Douglas (1969) o primeiro a ter dúvidas sobre o conteúdo empírico do modelo. Ele descobriu “evidências condenatórias em duas instâncias”. Em primeiro lugar, contrariando as previsões da teoria, o risco não-sistemático parecia explicar os retornos médios. Em segundo lugar, a linha estimada de títulos do mercado era por demais superficial, isto é, o seu intercepto era maior do que a taxa livre de risco, o que significa que as ações defensivas ($\mathbf{b} < 1$) tinham a tendência de ter alfas positivos, enquanto que as agressivas ($\mathbf{b} > 1$) tinham a tendência de ter alfas negativos. Mais tarde, foi publicado por Miller e Scholes(1972) um estudo demonstrando os grandes problemas estatísticos que bloqueavam testes diretos como os do Douglas (1969). As

explicações de Miller e Scholes (1972) não forneceram por si só *evidência positiva* de que o CAPM seja válido.

Fama e MacBeth (1973) usaram de procedimentos já existentes para tratar de resolver os vários problemas econométricos. O mais importante destes foi o teste do CAPM usando carteiras construídas especificamente para diminuir o ruído estatístico causado pelo risco específico da empresa. Mas nem com este esforço puderam estabelecer a sua validade.

Por sua vez, Roll(1977), teceu críticas aos testes do modelo, sugerindo inclusive “já que a carteira de mercado jamais poderia ser observada, o CAPM nunca poderia ser testado” ou como complementa (Bodie, Kane e Marcus (2000, p. 234) “o CAPM é necessariamente não-testável”. A partir das “críticas de Roll” surgiram artigos populares, tais como “*Is Beta Dead?*” (*The Economist, Beta Beaten*, 7 de março de 1992, p. 87), baseado e publicado antes do próprio artigo original de Fama e French (1992). O Beta está Morto provocou uma queda acentuada na divulgação da teoria pelo mundo inteiro.

Fama e French (1992) publicaram um estudo que criticava o CAPM ainda mais fortemente. Este estudo dizia que uma vez que se tenha controle sobre um conjunto de características da empresa amplamente aceitas e seguidas, tais como tamanho de empresa e o seu coeficiente valor de mercado para valor contábil, o beta da empresa (isto é, o seu risco sistemático) não contribui em nada para a previsão de retornos futuros. Por sua vez Bodie, Kane e Marcus (2000) diz que o novo estudo dos dois economistas Fama e French (1992) criticam o modelo por não explicar porque os retornos sobre as ações diferem. Eles estudaram todas as ações não-financeiras negociadas na Nyse, na AMEX e na Nasdaq, entre 1963 e 1990. As ações foram agrupadas em carteiras. Quando foram agrupadas baseadas no tamanho, isto é na capitalização de mercado, o CAPM funcionou, mas cada carteira tinha uma diversidade de betas. Numa segunda etapa da pesquisa, os autores agruparam as ações similares em betas e em tamanho. Os betas então se mostraram um guia ruim para os retornos. Em vez de beta, dizem Fama e French (1992), “as diferenças no tamanho da empresa e no coeficiente do valor patrimonial da ação pelo preço de mercado das ações explicam as diferenças em retornos”.

2.5 APT – Teoria de Preços por Arbitragem (*Arbitrage Pricing Theory*)

“O fracasso do CAPM em explicar adequadamente as diferenças de retornos de ativo para ativo, utilizando betas, abriu as portas para que pesquisadores, nos anos 70, trabalhassem em outros modelos de precificação de ativos” (Bodie, Kane e Marcus, 2000, p. 240). A Teoria de Precificação por Arbitragem (APT), desenvolvida por Stephen Ross em 1976, conforme Ross, Westerfield e Jaffe (1995), “surgiu como modelo alternativo, provocando um abalo no mundo financeiro” (Bodie, Kane e Marcus, 2000, p. 234). A lógica por trás da APT é muito semelhante à lógica por trás do CAPM, ou seja, investidores são recompensados por assumir riscos não-diversificáveis. Bodie, Kane e Marcus (2000).

Esse modelo pressupõe que os investidores não aceitam a existência de duas carteiras livres de risco que apresentam retornos esperados diferentes. Se assim o fizessem, “tratariam de agir para eliminar a diferença pela arbitragem” (Haugen, 2000, p. 27). A APT fundamenta-se na premissa única de que investidores se aproveitam de oportunidades de arbitragem, ou seja, se duas carteiras têm o mesmo grau de exposição ao risco, mas oferecem retornos esperados diferentes, os investidores comprarão a carteira com maiores retornos esperados e, durante o processo, restaurarão o equilíbrio dos retornos esperados. Assim, a APT prevê que os prêmios de risco são proporcionais à sensibilidade de um valor mobiliário a alguns fatores (como taxa de juros ou a inflação) que causam a correlação dos retornos no mercado com um todo.

A APT pressupõe que as correlações entre os retornos das ações resultam do fato de as ações reagirem de maneira parecida aos fatores econômicos, como alterações nas taxas de juros, na inflação ou na produção industrial. As ações também podem ter outros tipos de betas – betas da inflação, betas de preço da gasolina etc. Cada beta gera uma correlação entre os retornos das ações e os fatores específicos. A APT pressupõe que esses fatores explicam as variações nos retornos das ações. Neste sentido, embora tanto o modelo CAPM quanto a APT façam uma distinção entre riscos específicos da empresa e de mercado, divergem quando chega o momento de medir o risco de mercado. O CAPM pressupõe que existe um único fator de risco não diversificável, o risco de mercado, enquanto a APT se atém aos fundamentos econômicos. Prevê múltiplas fontes de riscos de mercado, como mudanças imprevistas no PIB, nas taxas de juros e na inflação, e mede o grau de sensibilidade dos investimentos a estas mudanças com betas de cada fator.

O fracasso da APT se deve muito mais à dificuldade dos pesquisadores, e não da APT em si em identificar especificamente os fatores no modelo (Damodaran, 2001, p. 46-48).

A solução proposta por Damodaran (2001) seria substituir os fatores estatísticos não-identificados por fatores econômicos específicos.

“É exatamente isso que os modelos multifatoriais fazem, eles não se baseiam, de um modo geral, num raciocínio econômico amplo e, em vez disso, são impulsionados por dados. Uma vez que a quantidade de fatores tenha sido identificada na APT, o comportamento dos fatores ao longo do tempo pode ser extraído dos dados. Chen, Roll e Ross (1986) apud Ross (1995) sugerem que as variáveis macroeconômicas são estritamente correlacionadas aos fatores decorrentes da análise de fatores: produção industrial, mudanças em penalidades por inadimplemento, desvios na estrutura de prazos, inflação não-prevista, e mudanças na taxa real de retorno” (Ross, Westerfield e Jaffe, 1995, p. 242).

Para ser formal, um modelo de k fatores é um modelo fatorial no qual o retorno de cada ação é gerado por:

$$R = \bar{R} + \mathbf{b}_1 F_1 + \mathbf{b}_2 F_2 + \dots + \mathbf{b}_k F_k + e_i \quad (\text{XXI})$$

onde:

e_i = Risco não-sistemático.

e_{i-1} Betas das ações em relação aos fatores.

F_i = Fontes sistemáticas de risco(fatores).

R = Retorno total de uma dada ação

\bar{R} = Parcela esperada de retorno.

“Uma das vantagens da APT é a de poder lidar com fatores múltiplos, ao passo que o CAPM os reúne num único fator. O modelo de um único fator é importante, contudo o modelo de vários fatores talvez represente melhor a realidade” (Ross, Westerfield e Jaffe, 1995, p. 241).

2.6 A correlação e o risco

O retorno esperado de uma ação está positivamente correlacionado a seu risco sistemático. O risco sistemático de um título é simplesmente o beta do CAPM. Assim sendo, as implicações do CAPM e da APT de um único fator são idênticas. Entretanto, cada título possui muitos riscos distintos em um modelo de múltiplos fatores. O retorno esperado de um título está positivamente associado ao beta do título em relação a cada fator. “A APT leva em consideração somente a linearidade. Seus pressupostos parecem razoáveis, mas suas previsões são muita fracas” (Haugen, 2000, p. 38). O verdadeiro problema é a confiabilidade das estimativas quanto aos betas. O fato é que na economia é impossível montar carteiras com ações livres de risco. “Pode parecer que elas sejam livres de risco em seu período de amostragem, mas não o serão no

período em que alguém as comprar e montar uma carteira. A arbitragem pelo modelo APT é uma ilusão, um mito.” (Haugen, 2000, p. 38).

2.7 Os modelos de fator *Ad hoc*

“Os modelos de fator foram empregados no ramo de investimentos financeiros durante décadas” (Haugen, 2000, p. 11). Os gerentes com orientação quantitativa utilizavam esses modelos para controlar a variação, mês a mês, nas diferenças entre retornos de suas carteiras de ações e os retornos dos índices de ações aos quais eram seletivamente comparados. Esses modelos empregavam uma ampla variedade de fatores *ad hoc* que se mostravam eficazes na previsão do risco de uma carteira de ações. “Esses modelos de fator de risco e de retorno esperado não estão baseados em teorias. Sua natureza é puramente estatística” (Haugen, 2000, p. 41). Até recentemente os modelos de fator *ad hoc* não haviam sido empregados para prever o retorno esperado das carteiras de ações. Para Haugen (2000, p. 11), “esses modelos têm-se mostrado muito mais poderosos para estimar o retorno esperado do que prever o risco”.

2.8 Modelos de Fator de Retorno Esperado – Modelo de Haugen

Haugen (2000) pondera que o mercado não opera de maneira eficiente e, por isso, é possível prever resultados e lucrar com ações, não através das teorias ensinadas nos cursos de Finanças Modernas, conforme o Quadro 1 já apresentado, mas pela utilização de outro instrumento dentro das Novas Finanças: OS MODELOS DE FATOR DE RETORNO ESPERADO.

O modelo proposto por Haugen é um modelo em que a seleção das ações das carteiras se baseia, quase que unicamente, no desempenho ou retorno proporcionado pelas variáveis fundamentalistas. A rentabilidade das carteiras depende, quase que exclusivamente, da habilidade dos investidores na seleção das ações - *Stock-picking*, com forte embasamento empírico. Haugen (2000) pondera que os lucros das ações podem ser previstos, não seguindo as teorias ensinadas nos cursos de finanças modernas, mas sim pela utilização de um instrumento poderoso: os modelos de fator de retorno esperado. Com base nesses modelos é possível montar carteiras com ações de baixo risco que possuam boa liquidez. São carteiras formadas por ações de empresas financeiramente saudáveis, altamente lucrativas e com uma relação lucro/preço muito mais alta

que as do índice S&P 500, defende Haugen (2000). Para ele “o verdadeiro poder dos modelos de fator reside no cálculo do retorno. (Haugen, 2000, p. 48). Esses modelos de fator de risco e de retorno esperado não estão baseados em teorias. . Sua base é puramente estatística.

Há evidências na literatura da área financeira no sentido de que o mercado financeiro opera de maneira eficiente, ou seja, que o preço de cada ação reflete sempre a melhor estimativa dos rendimentos a serem recebidos por aquela empresa em toda a sua vida. Haugen (2000, pág 13) conclui que isso não é verdade. “Nos últimos 40 anos, cerca de um milhão de confiantes alunos de MBA foram cuidadosamente doutrinados pelas escolas de administração a ter plena convicção de que os mercados de ações são eficientes”.

“Um mercado eficiente sempre estabelece preços corretos para todas as ações” (Haugen, 2000, p.13). Ou seja, o preço de cada ação reflete com exatidão a melhor estimativa de todos os dividendos a serem recebidos ao longo da existência de uma empresa. Os defensores de que os mercados se comportam de maneira eficiente crêem que sempre será assim com todas as ações. Se isso fosse verdade, “você poderia escolher as ações lançando dados” diz Haugen (2000, p.13) e complementa: se o mercado é eficiente, o mundo se transformaria num lugar muito simples, pelo menos para os profissionais da área de finanças.

Esses modelos empregavam uma ampla variedade de fatores *ad hoc* que se mostravam eficazes na previsão do risco de uma carteira de ações. “Até recentemente os modelos de fator *ad hoc* não haviam sido empregados para prever o retorno esperado das carteiras de ações. Esses modelos são muito mais poderosos para estimar o retorno esperado do que para prever o risco” (Haugen, 2000, p.138).

3 MÉTODO

A técnica proposta por Haugen (2000) pressupõe a formação de carteiras. Partindo deste princípio procurou-se aplicar esta metodologia na seleção das empresas - *stock picking* para a formação das carteiras junto às 433 empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo-BOVESPA, em 31 de dezembro de 2001 e publicadas no Boletim Técnico Diário de Informações(BDI). Nele podem se encontradas todas as informações sobre a negociação de todas as ações no mercado à vista, que é o objeto de nosso trabalho e da escolha das amostras. As ações que farão parte da amostra serão selecionadas junto ao mercado à vista da Bovespa.

3.1 Dados Utilizados no Trabalho – Amostra

Os dados necessários para a construção das carteiras provieram do banco de dados da empresa Economatica. Após coletados os preços de fechamento diários, foram ajustados aos proventos, durante 60 meses, no período de maio de 1997 até abril de 2002. Com o intuito de assegurar que a montagem das carteiras fosse feita após as informações contábeis do ano anterior terem sido conhecidas, optou-se por formar carteiras no início de maio de cada ano, época em que já são conhecidos os balanços de dezembro do ano anterior e os pareceres dos auditores independentes nos relatórios trimestrais, conforme exige a Instrução Normativa nº 118 da CVM - Comissão de Valores Imobiliários.(Schiehll, 1996). Por outro lado, essa importante adaptação na base de dados evita o denominado efeito ‘tendência de previsão’-*look-ahead bias*, “fator de tendenciosidade que pode gerar desvios nos resultados empíricos”. (Haugen, 2000, p.162). Em seu estudo, Fama e French (1992) apresentam uma demora média de seis meses como sendo o tempo em que a partir da divulgação da informações da empresa é medido o retorno de uma ação.

Para que houvesse essa uniformização das informações, tornou-se necessário que todas as empresas selecionadas apresentassem seus balanços com os mesmos critérios contábeis e encerrassem o ano fiscal em 31 de dezembro. A seleção da amostra foi realizada através dos seguintes critérios:

- 1) O valor de mercado ser maior de zero;

- 2) A data de encerramento do balanço deve ser igual a 31 de dezembro;
- 3) Apenas uma ação por empresa será selecionada. No caso de haver duas ou mais, será listada só a de maior volume no último mês;
- A série de cotações das empresas deve ter seu início anterior a 01 de janeiro de 1997, com o objetivo de assegurar um mínimo de 60 meses da série;
 - O total da amostra atingiu 104 ações.

3.2 Retornos

Para cada ação foi calculado o retorno total mensal como sendo a soma dos dividendos recebidos mais a variação do preço da ação no período. Foi utilizado um fator para os casos em que ocorreu bonificação, subscrição ou qualquer outro evento. Todos esses ajustes foram fornecidos pela empresa Economática e pela Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa).

Como taxa livre de risco da economia foram utilizadas as taxas médias mensais do mercado secundário de títulos públicos federais, divulgadas através da Resenha Diária da Andima e boletins do Banco Central do Brasil (BACEN, 2002). Os Retornos Mensais Nominais das ações da amostra referentes no período de maio de 1997 a abril de 2002 foram transformados em Retornos Reais mediante a deflação pelo IGP-DI mensal do mesmo período. As demais variáveis utilizadas também foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

O retorno mensal esperado de cada ação, quando a série de dados é contínua, foi e é calculado a partir da diferença dos logaritmos neperianos dos preços das ações e sua expressão matemática pode ser vista na equação (XIII), conforme Mellagi Filho e Ishikawa (2000, p. 260). O $\sum R$ é o total dos retornos da ação no período de tempo de 60 meses. Pode-se calcular o retorno das carteiras pela simples média dos retornos das ações, ou seja:

$$E(R) = \bar{R} = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{60}, \quad \text{onde } i \text{ varia de } 1, 2, 3, \dots, 60 \quad (\text{XXII})$$

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad \text{ou} \quad R_t = \ln(P_t / P_{t-1}), \quad (\text{XXIII})$$

ou incluindo os dividendos:

$$R_t = \ln[(P_t + D_t) / P_{t-1}] = E(R_t) \quad (\text{XXIV})$$

onde:

$E(R_t) = \bar{R}$ é o valor esperado do retorno da carteira no período t ;

R_t é o retorno da ação no período t ajustado a dividendos;

$E(R_t) = \bar{R}$ é o valor esperado do retorno da carteira no período t ;

n é o período utilizado para o cálculo da carteira;

P_t, P_{t-1} são as cotações de fechamento nos dias t e $t - 1$, respectivamente;

D_t é o valor do dividendo pago no dia t ;

3.3 Variáveis Fundamentalistas

Costa Jr e Neves(2000) em seu trabalho escolheram três variáveis fundamentalistas: P/L, VM e VPA/P. A razão da escolha destas variáveis deveu-se ao fato de serem as mais usadas pelos analistas de investimentos e as que estavam disponibilizadas no banco de dados utilizado na época. A nossa escolha seguiu os mesmos critérios. Devido à disponibilidade de novos índices do banco de dados da Economatica, optou-se por utilizar 6 (seis) variáveis fundamentalistas e dois Índices: o IBOVESPA e o IIP

- (VM)-Valor de Mercado da empresa: quantidade de ações multiplicadas pelo preço de mercado das ações.
- (P/L)-Preço/Lucro: preço unitário da ação no mercado dividido pelo lucro líquido por ação.
- (P/VPA)- Preço/Valor Patrimonial da Ação: determinado pela divisão entre o preço da ação no final de mês t e o valor patrimonial da ação no trimestre anterior. O valor patrimonial só pode ser calculado trimestralmente devido à obrigação das empresas entregarem à bolsa os balancetes trimestrais. Foi necessário recalcular o índice para a periodicidade mensal .
- BETA: a regressão do retorno da ação sobre o retorno do IBOVESPA.
- LIQUIDEZ em Bolsa: O grau de liquidez de uma ação em bolsa é dado pela possibilidade de vender e comprar esta ação. Pelo critério da Bovespa, a liquidez das ações é dada por três indicadores: Índice de negociabilidade(N), Índice de negócios(G) e o Índice de presença(P). Utilizando o banco de dados foi possível calcular a liquidez mensalmente, já que pode ser calculada diariamente ou sempre que a bolsa estiver operando.
- (ROE) – Retorno sobre Patrimônio Líquido: lucro líquido da empresa dividido por seu patrimônio líquido.

- IBOV – Índice da Bolsa de Valores de São Paulo-IBOVESPA. O índice Bovespa é o valor atual em moeda do país de uma carteira teórica de ações, a partir de uma aplicação hipotética procurando aproximar-se da configuração real das negociações à vista, em lote-padrão, na Bolsa de Valores de São Paulo. O critério de seleção está baseado na negociabilidade das ações no mercado à vista, fazendo parte da composição do índice aquelas que alcançaram 80% de participação acumulada em termos de número de negócios e volume financeiro nos 12 meses anteriores que tiveram uma presença em pelo menos 80% das sessões de pregão. Nenhuma ação pode pertencer ao índice se sua negociação for inferior a 0,1% do volume total de negócios. Calculado ininterruptamente desde 4 de junho de 1968 conforme (Cavalcanti, 2001) e reavaliado quadrimestralmente, com base nos 12 meses anteriores, o Ibovespa é um importante indicador de desempenho médio das cotações do mercado de ações.
- IIP – Índice de ações Iguamente Ponderado, foi especificado por Costa Jr e Neves (2000, pág 105) e a rentabilidade mensal deste índice é igual à média aritmética de todas as 104 rentabilidades mensais das ações da amostra. Neste índice cada ação tem peso 1, daí o significado do termo igualmente ponderado.

Para a determinação das variáveis fundamentalistas, foram utilizados os seguintes procedimentos:

- do balanço de cada empresa foram extraídos os dados de lucro líquido e valor patrimonial, em dezembro de cada ano;
- da base de dados foi retirado o número de ações existentes ao final de cada ano e todos os desdobramentos, grupamentos e subscrições, promovidos ao longo do ano. Desta forma, foi possível calcular o número de ações de uma empresa a cada mês;
- para cada série de preços coletada foram incorporados os dividendos recebidos pela ação e outros proventos, à medida que estes iam ocorrendo;
- os preços foram ajustados automaticamente, após a distribuição dos dividendos, com a utilização do software da Econômica;
- o retorno R_t reflete o efeito combinado da mudança nos valores dos preços e do fluxo de caixa proporcionado pelos dividendos;
- o retornos médios mensais das carteiras foram calculados após a ordenação das mesmas, no início de cada mês, ao longo do período utilizado, de maio de 1997 a abril de 2002. As 12 carteiras foram recalculadas(balaceadas) por 60 vezes, sempre no início de cada mês utilizando os dados do mês anterior.

Em seus trabalhos, Fama e French (1992) e Costa Jr. e Neves (2000) realizaram vários testes multivariados e encontraram duas variáveis que explicam a maior parte das variações nos retornos médios das ações: o índice valor patrimonial da ação/preço, que tem uma relação positiva com o retorno das carteiras e a variável valor de mercado das ações da empresa expressando uma relação negativa. Esses resultados, afirmam Fama e French (1992), sugerem que o risco tem características multidimensionais e não unidimensionais (só beta).

3.4 Desenvolvimento do Trabalho

Em seu estudo Schiehl(1996) encontrou resultados empíricos que evidenciaram que a divulgação das Demonstrações Contábeis, anuais e trimestrais, das empresas de capital aberto é um evento relevante ao mercado de capitais brasileiro e produz efeitos significativos sobre o comportamento dos preços das ações.

Enquanto que Fama e French (1992) apud Haugen (2000, p.162) “apresentaram uma suposta demora de seis meses como sendo o tempo em que, a partir da divulgação das informações da empresa, é medido o retorno de uma ação.”

Haugen (2000, p. 77) presumiu um atraso de três meses entre o fim de cada trimestre e os relatórios contábeis.

Com base neste estudo foram utilizados os dados a partir da publicação dos balanços, ou seja, da divulgação dos dados junto ao público, a fim de se evitar “tendenciosidade nas previsões”, conforme Haugen (2000).

Deste modo, é possível disponibilizar toda a informação contábil ao investidor e ao analista no momento da montagem das carteiras. A formação de carteiras de ações permite a análise do relacionamento entre a rentabilidade das ações e as variáveis fundamentalistas. Esta técnica tem a função de eliminar, ou pelo menos, diminuir a parte diversificável do risco total das ações utilizadas na amostra.

Para analisar o retorno apresentado pelas ações no mercado brasileiro foram formadas 13 carteiras, mais a carteira do IBOV, perfazendo o total de 14 carteiras. Vejamos como se procedeu na montagem destes portfólios:

-Todas as 104 ações selecionadas foram ordenadas(rol) em função da variável fundamentalista escolhida e divididas em quatro partes correspondentes a 25 % para cada uma delas e separadas por 3 medidas de posição denominadas quartis. A decisão de optar por quartis e

11ª e 12ª carteiras: Todas as ações foram ordenadas segundo: Retorno sobre P.L.: **ROEG** e **ROEP**

13ª carteira: IBOV.

14ª carteira: IIP.

- Procedimento do 2º ao 60º mês: repetem-se os procedimentos do 1º mês.

3.5 Teste de hipóteses

Após ter determinado a rentabilidade de cada CARTEIRA GRANDE e de CARTEIRA PEQUENA, ao longo de todo o período, foi feita uma regressão linear múltipla utilizando o método *SUR - Seemingly Unrelated Regression*, encontrado no pacote econométrico *Eviews*, conforme Lilien (1998), que tem como principal objetivo ajustar simultaneamente o risco *beta* de cada carteira e testar a significância estatística das variáveis fundamentalistas, conforme Costa Jr. e Neves (2000). Utilizou-se o teste *t de Student*, para verificar a diferença entre as médias de retorno para a carteira pequena e grande (dados emparelhados, com nível de 5% de significância).

Hipótese :

H₀: Não há diferença significativa entre os resultados das carteiras grande e pequena .

H₁: Há diferença significativa entre os resultados das carteiras grande e pequena

Ou

$$H_0: \bar{m}_g = \bar{m}_p \quad \text{ou} \quad \bar{m}_g = 0$$

$$H_1: \bar{m}_g \neq \bar{m}_p \quad \text{ou} \quad \bar{m}_g \neq 0$$

Onde, $(d_t) = (CG_t) - (CP_t)$, sendo:

CG_t = Retorno apresentado pela Carteira Grande no mês t;

CP_t = Retorno apresentado pela Carteira Pequena no mês t;

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Análise Descritiva dos Retornos e das Variáveis Fundamentalistas

As tabelas e gráficos apresentados ao longo deste capítulo procuram mostrar os resultados obtidos utilizando o modelo de fator de retorno esperado.

A Tabela 4 mostra a taxa média mensal de retorno das empresas classificadas em função de uma das variáveis fundamentalistas que foram utilizadas para o trabalho empírico no período de maio de 1997 a abril de 2002. Nessa tabela as ações foram agrupadas em função de cada variável fundamentalista escolhida, obtendo-se assim um total de 14 carteiras, sendo 12 para as 6 variáveis fundamentalistas e, mais, duas carteiras tidas como representativas do mercado, o índice Bovespa (IBOV) e uma carteira montada a partir de todas as 104 empresas da amostra e denominada IIP.

Os resultados obtidos no trabalho, utilizando o modelo de fator de retorno esperado, mostram que é possível montar carteiras de ações de baixo risco mas que possuam boa liquidez e com isso conseguir uma rentabilidade superior ao do índice BOVESPA (Tabelas 5, 6 e 7 e gráficos 1 e 2).

Após a determinação da rentabilidade de cada carteira ao longo do período de maio de 1997 a abril de 2002, notou-se que o IBOV acumulou uma perda de 54,68% ou uma perda média mensal de -0,911 %.(Tabela 5). Isto demonstra que os investidores que tivessem aplicado seus recursos na carteira IBOV, composta por 57 ações (BOVESPA, 2001), teriam tido um desempenho muito inferior aos que tivessem aplicado os mesmos recursos na carteira IIP, com 104 ações (Tabelas 5 e 6), esses acumulariam somente uma perda acumulada de 3,99% no mesmo período ou uma perda média mensal de 0,066%. Por outro lado as CARTEIRAS GRANDES, exceto a carteira BetaG e a LIQG, tiveram desempenhos muito superiores tanto em relação às CARTEIRAS PEQUENAS, quanto as duas carteiras formadas pelos Índices, apresentando ganhos significativos. A carteira ROEG apresentou um ganho acumulado de 103,016% ou 1,717% ao mês. A Tabela 5 mostra os resultados de forma acumulada ou em retorno médio mensal. Já a Tabela 6 mostra os resultados das carteiras de forma consolidada em anos.

Tabela 4 - Taxa de retorno das empresas ordenadas segundo uma variável fundamentalista no período de maio/97 a abril/2002.

OBS	BETAG	BETAP	IBOV	IIP	LIQG	LIQP	PLG	PLP	PVG	PVP	ROEG	ROEP	VMG	VMP
1997:05	0,073	-0,006	0,116	0,030	0,037	0,055	0,064	-0,033	0,042	-0,022	0,063	-0,025	0,016	0,021
1997:06	0,137	0,093	0,094	0,102	0,079	0,096	0,112	0,109	0,105	0,062	0,092	0,107	0,100	0,097
1997:07	0,014	0,027	-0,011	0,034	0,072	0,013	0,051	0,035	0,011	0,040	0,043	0,050	0,051	0,012
1997:08	-0,084	0,037	-0,144	-0,055	-0,103	-0,002	-0,089	-0,070	-0,068	-0,052	-0,039	-0,058	-0,092	-0,036
1997:09	0,089	-0,015	0,149	0,044	0,099	0,003	0,096	0,046	0,052	-0,026	0,027	0,024	0,118	-0,006
1997:10	-0,258	-0,055	-0,307	-0,187	-0,258	-0,098	-0,227	-0,192	-0,176	-0,173	-0,177	-0,180	-0,262	-0,184
1997:11	-0,213	-0,160	-0,056	-0,172	-0,125	-0,124	-0,133	-0,205	-0,117	-0,230	-0,124	-0,210	-0,076	-0,233
1997:12	-0,030	-0,009	0,048	-0,020	0,020	0,005	0,008	-0,055	0,041	-0,016	0,035	-0,066	0,064	-0,053
1998:01	-0,126	-0,082	-0,084	-0,101	-0,115	-0,093	-0,091	-0,098	-0,057	-0,102	-0,068	-0,109	-0,131	-0,070
1998:02	0,083	0,010	0,058	0,054	0,076	0,007	0,085	0,064	0,058	0,037	0,058	0,071	0,078	0,047
1998:03	0,184	0,080	0,094	0,143	0,146	0,086	0,130	0,138	0,118	0,182	0,133	0,133	0,115	0,150
1998:04	0,007	0,121	-0,012	0,058	0,017	0,088	0,041	0,075	0,064	0,067	0,050	0,065	0,012	0,089
1998:05	-0,201	-0,067	-0,158	-0,136	-0,188	-0,063	-0,136	-0,154	-0,105	-0,145	-0,098	-0,146	-0,181	-0,089
1998:06	-0,092	-0,035	0,005	-0,057	-0,066	-0,030	-0,049	-0,100	-0,016	-0,058	-0,058	-0,081	-0,041	-0,037
1998:07	0,084	-0,090	0,081	0,001	0,072	-0,090	0,033	-0,051	-0,004	-0,059	0,027	-0,102	0,068	-0,060
1998:08	-0,419	-0,096	-0,474	-0,251	-0,418	-0,144	-0,261	-0,201	-0,226	-0,306	-0,268	-0,191	-0,361	-0,183
1998:09	-0,134	-0,145	-0,048	-0,132	-0,061	-0,113	-0,102	-0,140	-0,102	-0,187	-0,065	-0,163	-0,071	-0,139
1998:10	0,077	-0,011	0,168	0,021	0,097	-0,012	0,079	-0,057	0,038	-0,014	0,026	-0,026	0,132	-0,024
1998:11	0,179	-0,027	0,141	0,103	0,154	0,101	0,163	0,010	0,164	0,047	0,200	0,001	0,179	0,059
1998:12	-0,163	-0,029	-0,231	-0,067	-0,138	-0,082	-0,091	-0,078	-0,004	-0,129	-0,011	-0,103	-0,127	-0,102
1999:01	0,223	-0,023	0,152	0,092	0,078	0,009	0,180	0,159	0,118	0,070	0,062	0,120	0,112	0,122
1999:02	-0,049	-0,027	-0,041	-0,037	-0,051	-0,024	-0,018	-0,047	0,019	-0,088	0,007	-0,047	-0,019	-0,066
1999:03	0,320	0,015	0,131	0,147	0,261	0,050	0,113	0,210	0,166	0,122	0,163	0,152	0,163	0,121
1999:04	0,086	0,028	0,029	0,049	0,080	-0,004	0,069	0,123	0,051	0,042	-0,007	0,087	0,150	-0,090
1999:05	-0,027	0,016	-0,027	0,013	-0,030	-0,012	0,039	-0,017	0,045	-0,082	0,058	-0,029	0,027	0,002
1999:06	0,080	0,089	0,041	0,087	0,053	0,109	0,081	0,096	0,118	0,051	0,096	0,114	0,106	0,058
1999:07	-0,081	0,040	-0,130	-0,024	-0,101	-0,019	-0,038	0,003	-0,027	0,011	-0,001	0,015	-0,061	0,021
1999:08	-0,033	-0,031	0,020	-0,024	-0,016	-0,066	0,011	-0,012	0,001	-0,095	-0,011	-0,129	0,043	-0,106
1999:09	0,005	-0,033	0,004	0,017	0,018	-0,017	0,018	-0,008	0,009	-0,046	0,056	-0,019	0,016	-0,052
1999:10	0,043	0,053	0,047	0,059	0,047	-0,018	0,084	0,075	0,068	0,013	0,066	0,067	0,065	0,033
1999:11	0,228	0,082	0,133	0,144	0,136	0,176	0,153	0,156	0,110	0,211	0,108	0,177	0,128	0,191
1999:12	0,254	0,086	0,209	0,173	0,198	0,158	0,137	0,256	0,231	0,150	0,160	0,227	0,217	0,117
2000:01	-0,039	0,079	-0,043	0,004	-0,032	0,063	-0,058	0,013	0,025	-0,003	0,039	0,026	-0,033	0,048
2000:02	-0,034	0,015	0,065	-0,002	-0,033	0,063	-0,010	-0,031	-0,030	0,023	0,015	-0,063	-0,030	0,032
2000:03	-0,015	-0,010	-0,009	-0,016	-0,023	0,011	-0,016	-0,062	-0,019	-0,014	0,021	-0,075	-0,001	-0,010
2000:04	-0,090	-0,048	-0,106	-0,056	-0,057	-0,037	-0,064	-0,100	-0,068	-0,070	0,001	-0,104	-0,057	-0,064
2000:05	-0,080	-0,027	-0,044	-0,028	-0,050	-0,022	-0,053	-0,033	-0,067	0,006	-0,027	-0,051	-0,029	-0,010

continua

Tabela 4 - Taxa de retorno das empresa ordenadas segundo uma variável fundamentalista no período de maio/97 a abril/2002 (continuação).

OBS	BETAG	BETAP	IBOV	IIP	LIQG	LIQP	PLG	PLP	PVG	PVP	ROEG	ROEP	VMG	VMP
2000:06	0,095	0,052	0,070	0,058	0,059	0,015	0,068	0,057	0,100	0,039	0,079	0,027	0,096	0,025
2000:07	0,041	0,054	-0,060	0,039	0,018	0,028	0,045	0,071	0,016	0,061	0,007	0,059	0,033	0,041
2000:08	0,007	0,052	0,045	0,037	0,054	0,019	0,021	0,031	0,056	-0,006	0,043	0,029	0,069	0,016
2000:09	-0,078	0,000	-0,105	-0,051	-0,075	-0,045	-0,013	-0,079	-0,054	-0,066	-0,046	-0,079	-0,056	-0,065
2000:10	-0,059	-0,031	-0,049	-0,039	-0,050	-0,041	-0,025	-0,057	-0,024	-0,057	-0,025	-0,044	-0,039	-0,031
2000:11	-0,116	0,006	-0,111	-0,077	-0,116	-0,038	-0,055	-0,079	-0,072	-0,054	-0,025	-0,106	-0,101	-0,056
2000:12	0,093	0,006	0,120	0,041	0,087	0,036	0,059	0,018	0,083	-0,011	0,044	0,027	0,095	-0,008
2001:01	0,171	0,053	0,131	0,125	0,158	0,094	0,134	0,114	0,114	0,128	0,125	0,114	0,144	0,163
2001:02	-0,063	-0,001	-0,073	-0,024	-0,064	0,012	-0,015	-0,026	-0,035	-0,028	0,000	-0,011	-0,054	-0,028
2001:03	-0,129	-0,024	-0,136	-0,070	-0,082	-0,053	-0,068	-0,120	-0,068	-0,078	-0,022	-0,121	-0,082	-0,080
2001:04	-0,006	-0,021	0,054	-0,009	-0,009	-0,019	0,026	-0,070	0,021	-0,046	0,028	-0,105	0,025	-0,039
2001:05	-0,121	-0,054	-0,021	-0,083	-0,063	-0,050	-0,021	-0,150	-0,034	-0,135	-0,032	-0,155	-0,051	-0,084
2001:06	0,005	0,001	-0,030	-0,002	0,002	-0,006	-0,035	0,006	-0,040	0,028	-0,020	-0,002	-0,018	0,014
2001:07	-0,061	-0,035	-0,073	-0,053	-0,062	-0,064	-0,063	-0,063	-0,029	-0,059	-0,024	-0,076	-0,054	-0,083
2001:08	-0,051	-0,055	-0,077	-0,042	-0,028	-0,073	-0,030	-0,067	-0,036	-0,081	-0,039	-0,083	-0,028	-0,060
2001:09	-0,204	-0,095	-0,189	-0,149	-0,199	-0,132	-0,117	-0,163	-0,153	-0,194	-0,123	-0,207	-0,145	-0,165
2001:10	0,129	0,023	0,065	0,077	0,121	0,068	0,069	0,053	0,111	0,082	0,114	0,066	0,122	0,058
2001:11	0,178	-0,004	0,120	0,076	0,113	0,035	0,073	0,090	0,040	0,066	0,066	0,076	0,091	0,037
2001:12	0,055	-0,009	0,018	0,029	0,002	0,053	0,017	0,048	0,063	0,039	0,039	0,045	0,007	0,065
2002:01	-0,023	0,037	-0,089	0,025	-0,003	0,017	0,044	0,012	0,050	0,012	0,043	0,002	0,014	-0,029
2002:02	0,056	0,031	0,101	0,046	0,090	0,013	0,071	-0,019	0,064	0,021	0,084	-0,022	0,087	0,017
2002:03	0,000	0,008	-0,084	0,007	-0,041	0,050	0,010	-0,023	0,007	-0,029	0,065	-0,029	-0,022	-0,001
2002:04	-0,027	-0,017	-0,029	-0,014	-0,015	-0,023	0,017	-0,050	0,002	-0,061	-0,003	-0,070	0,028	-0,064

Fonte: Banco de dados da Económica Ltda.

Tabela 5 - Taxas de retorno acumulado no período – maio/1997 a abril/2002.

VARIÁVEIS FUNDAMENTALISTAS	RETORNO ACUMULADO EM 5 ANOS		RETORNO MÉDIO MENSAL	
	GRANDES (%)	PEQUENAS (%)	GRANDES (%)	PEQUENAS (%)
VM = VALOR DE MERCADO	55,105	-75,022	0,918	-1,250
P/L =PREÇO/LUCRO	52,453	-64,588	0,874	-1,076
P/VPA =PREÇO/VALOR PATRIM.	74,913	-121,092	1,249	-2,018
ROE = RETORNO S/PAT. LÍQUIDO	103,016	-120,448	1,717	-2,007
BETA = BETA DO MERCADO	-11,143	-18,243	-0,186	-0,304
LIQ = LIQUEDEZ EM BOLSA	-22,794	-7,780	-0,380	-0,130
IIP=ÍNDICE IGUA. PONDERADO	-3,990		-0,066	
IBOV=ÍNDICE BOVESPA	-54,680		-0,911	

Fonte: Dados da pesquisa – Banco de dados da Economática.

Tabela 6 - Taxa de retornos consolidadas em anos – maio/1997 a abril/2002.

Anos	Retornos Anuais			
	CARTEIRAS PEQUENAS	CARTEIRAS GRANDES	IIP	Ibovespa
1997 ¹	-0,382952168	-0,080211302	0,047634305	-0,11192
1998	-0,360111817	-0,327816787	-0,83098686	-0,45983
1999	0,352290637	0,947840329	0,360327542	0,565719
2000	-0,081684933	-0,053477342	-0,22931385	-0,22804
2001	-0,201016151	-0,042935422	-0,10974896	-0,21287
2002 ²	-0,076743924	0,107653277	0,074558148	-0,09987
Médias	-0,125036393	0,091842126	-0,11458828	-0,9113
Desvio Padrão	0,26818148	0,442262736	0,403497181	0,346831

Nota: 1- 1997 – média anual composta dos meses maio a dezembro

2 - 2002 – média anual composta pelos meses de janeiro a abril

Tabela 7 - Retorno das 104 empresas classificadas segundo as variáveis fundamentalistas e classificadas segundo Valor de Mercado (VM) – abril de 2002.

Código de Negociação	Valor Mercado	P/L	P/VPA	ROE	Beta	Liquidez	Retorno	LN(VM)
Petrobras PN (PETR4)	62.618.220.000	6,8	1,9	28,5	0,6	7,4022	-0,0788	24,8603221
Vale Rio Doce PNA (VALE5)	5.901.770.000	8,1	2	25	0,6	2,6229	0,0250	23,9775771
Ambev PN (AMBV4)	20.442.270.000	25,5	5,7	22,6	0,6	1,1839	0,0432	23,7408707
Eletrobras PNB (ELET6)	18.479.520.000	7,2	0,3	3,7	0,5	2,5570	-0,0791	23,6399289
Telesp Operac PN (TLPP4)	16.789.890.000	10,3	1,1	10,4	0,8	1,7522	-0,0999	23,5440428
Embraer PN (EMBR4)	10.102.100.000	9,2	3,6	40,1	1,2	1,3179	0,1179	23,0360092
Itausa PN (ITSA4)	7.668.886.000	6,1	1,3	20,7	0,8	1,2209	-0,0115	22,7604372
Brasil Telecom PN (BRTO4)	7.187.844.000	22,2	1	4,4	1,4	1,8121	-0,0179	22,6956571
Pao de Acucar PN (PCAR4)	7.099.211.000	26,7	1,9	7,4	0,8	0,3397	0,0303	22,6832495
Cemig PN (CMIG4)	6.225.918.000	8,3	0,8	10	0,9	2,1479	0,0316	22,5519867
Aracruz PNB (ARCZ6)	5.827.638.000	47	2,2	4,8	0,6	0,5951	0,0592	22,4858776
Souza Cruz ON (CRUZ3)	5.211.540.000	7,6	3,5	46,7	0,7	0,4681	0,0592	22,3741412
Sabesp ON (SBSP3)	4.344.081.000	11,7	0,5	4,4	1,1	0,6647	0,1175	22,1920801
Gerdau PN (GGBR4)	3.752.956.000	7,4	1,3	17,4	1,2	0,6910	0,1037	22,0458096
Votorantim C P PN (VCPA4)	3.693.155.000	9,6	1,3	13,5	0,6	0,3731	0,0458	22,0297469
Sid Nacional ON (CSNA3)	3.516.512.000	11,4	0,7	5,9	1,2	0,9342	0,0835	21,9807354
Paul F Luz PN (PALF5)	3.264.935.000	36,1	0,8	2,2	0	0,0207	0,0109	21,9065057
Petrobras Distrib PN (BRDT4)	2.063.449.000	2,7	1	36,6	0,7	0,3861	0,0507	21,4476447
Usiminas PNA (USIM5)	1.892.007.000	6,9	0,5	7,7	1,4	1,0220	0,0443	21,360904
Caemi Metal PN (CMET4)	1.645.951.000	10,6	1,8	16,5	0,6	0,2600	0,0846	21,2215842
Belgo Mineira PN (BELG4)	1.597.318.000	6,4	0,7	11,3	1	0,0827	0,1942	21,1915918
Sid Tubarao PN (CSTB4)	1.525.152.000	-50	0,4	-0,8	0,7	0,4302	0,1082	21,1453599
Light ON (LIGH3)	1.457.825.000	-1,8	-21,9	-1210,6	1	0,3632	-0,0466	21,1002114
Suzano PN (SUZA4)	1.394.594.000	7,2	1,3	17,8	0,6	0,0542	0,0118	21,0558692
Weg PN (ELMJ4)	1.362.307.000	7,4	2,1	28,9	0	0,0157	-0,0176	21,0324454
Cesp PN (CESP4)	1.259.042.000	-2,7	0,1	-4,5	0,8	0,8167	-0,1386	20,953617
Bunge Brasil PN (MSAN4)	1.254.198.000	2,5	0,6	9,5	0	0,0008	0,1980	20,9497622
Coteminas PN (CTNM4)	1.159.378.000	12,6	1	8,1	0,9	0,0651	0,1506	20,8711495
Gerdau Met PN (GOAU4)	1.067.353.000	3,7	0,7	19,4	0,9	0,1816	0,0873	20,7884476
Net PN (PLIM4)	1.032.919.000	-1,7	4,1	-245,8	1,5	3,9941	-0,3835	20,7556546
Klabin PN (KLBN4)	1.032.056.000	5,9	0,8	12,8	0,6	0,2360	-0,1216	20,7548188
Braskem PNA (CPNE5)	985.981.800	-12,8	0,4	-3,5	0,6	0,2835	0,0026	20,7091485
Bahia Sul PNA (BSUL5)	963.940.700	9	0,6	6,6	0,6	0,0454	0,0397	20,6865403
Sadia SA PN (SDIA4)	924.930.700	3,9	0,8	19,3	0,9	0,2870	-0,0070	20,6452294
Cim Itau ON (ICPI3)	923.552.000	3	0,8	26,6	0,4	0,0341	0,0000	20,6437377
Copesul ON (CPSL3)	883.093.000	24,7	0,9	3,6	0,5	0,0599	-0,0226	20,5989411
Globex PN (GLOB4)	834.734.000	19,7	1,4	7,3	0,6	0,0104	-0,0090	20,5426237
Ipiranga Pet PN (PTIP4)	797.493.500	9,3	0,8	8,6	0,4	0,1782	-0,0014	20,4969842

continua

Tabela 7 - Retorno das 104 empresas classificadas segundo as variáveis fundamentalistas e classificadas segundo Valor de Mercado (VM) – abril de 2002 (continuação).

Código de Negociação	Valor Mercado	P/L	P/VPA	ROE	Beta	Liquidez	Retorno	LN(VM)
Perdigao PN (PRGA4)	764.066.300	4,1	1,1	25,9	0,6	0,1092	-0,0192	20,4541651
Fosfertil PN (FFTL4)	756.392.400	4,5	1,3	28	0,7	0,0966	-0,0010	20,4440708
Cerj ON (CBEE3)	733.430.100	-15,4	3,3	6,2	0,3	0,0904	-0,1863	20,4132429
Coelce PNA (COCE5)	711.060.000	5,5	0,6	10,3	0,7	0,0579	0,1519	20,3822674
Embraco PN (EBCO4)	690.839.800	4,3	1,2	27	0,3	0,0068	-0,0379	20,3534185
Duratex PN (DURA4)	684.020.100	14,3	0,7	5,2	0,8	0,0622	0,0217	20,3434979
Oxiteno PN (OXIT4)	682.511.600	5,4	0,9	16,3	0,4	0,0020	-0,0081	20,3412901
Celpe PNA (CEPE5)	655.268.100	5	0,6	11,5	0,1	0,0019	0,0887	20,300555
Itautec ON (ITEC3)	622.107.100	91,2	2,1	2,3	0,7	0,0155	0,1017	20,2486228
Acesita PN (ACES4)	586.946.200	-2	0,5	-24,5	1,4	0,6678	-0,0070	20,1904437
Loj Americanas PN (LAME4)	547.042.700	7,1	2,4	33	1,3	0,2286	0,1125	20,1200374
Ripasa PN (RPSA4)	478.588.300	4,2	0,5	12,4	1	0,1397	-0,0070	19,9863513
Celesc PNB (CLSC6)	461.605.900	5,1	0,4	7,7	0,8	0,4461	0,0107	19,9502221
Trikem PN (CPCA4)	447.292.200	1,6	0,6	35,8	0,8	0,1134	0,1306	19,9187226
Ipiranga Dist PN (DPPI4)	444.939.300	5,5	0,9	16,9	0,7	0,0057	0,0458	19,9134484
Unipar PNB (UNIP6)	411.856.700	3,9	0,6	14,6	0,8	0,2390	-0,0930	19,836186
Metal Leve PN (LEVE4)	402.816.800	4,2	1,1	26,1	0,1	0,0155	-0,0825	19,8139924
Escelsa ON (ESCE3)	384.625.100	12,4	0,5	3,9	-0,3	0,0009	-0,1835	19,7677797
Bombril PN (BOBR4)	376.060.700	3,7	0,3	9,5	1,1	0,1739	0,0207	19,7452611
Guararapes ON (GUAR3)	317.705.800	5,5	0,5	9,5	0,7	0,0118	0,0014	19,5766364
Marcopolo PN (POMO4)	310.175.100	22,3	1,4	6,5	0,3	0,0338	-0,0344	19,5526475
Rhodia-Ster ON (RHDS3)	296.302.300	7,7	1,8	23,3	1,6	0,0271	-0,0070	19,5068908
Confab PN (CNFB4)	281.118.300	3,3	0,7	22,5	0,3	0,1925	0,0386	19,4542861
Ipiranga Ref PN (RIPI4)	245.480.800	5,3	0,8	14,9	0,4	0,0123	-0,0514	19,3187293
Alpargatas PN (ALPA4)	226.886.600	7	0,5	7,2	0,4	0,0082	0,0204	19,2399609
Adubos Trevo PN (ILMD4)	208.638.100	0,9	1,7	10,6	0	0,0049	0,2031	19,1561117
Alfa Holding PNB (RPAD6)	204.464.400	8	0,7	8,3	0,4	0,0014	-0,0874	19,1359044
Albarus ON (ALBA3)	203.237.700	6,7	0,9	13	0,6	0,0047	-0,0449	19,1298868
Brazil Realt PN (CYRE4)	193.620.300	6,6	0,7	11,2	0,2	0,0007	0,0786	19,0814096
F Cataguazes PNA (FLCL5)	193.617.400	-54,4	0,5	-0,9	0,3	0,0463	-0,0409	19,0813946
Alfa Consorcio PNF (BRGE12)	176.195.200	5,7	0,5	9,1	0,3	0,0035	-0,0944	18,987103
Avipal ON (AVPL3)	159.541.800	5,3	0,3	6,6	0,7	0,0103	-0,0259	18,8878165
Eternit ON (ETER3)	155.840.200	4,3	0,6	14	0,4	0,0261	-0,0082	18,8643417
Paranapanema PN (PMAM4)	141.124.600	-1,1	2,9	-262,4	0,5	0,0348	-0,1557	18,7651537
Magnesita PNA (MAGS5)	138.456.000	4	0,3	8,5	0,7	0,0555	-0,0695	18,7460631
Varig PN (VAGV4)	115.984.700	-0,3	-0,2	-63,8	0,2	0,0488	-0,1593	18,5689688
Randon Part PN (RAPT4)	96.767.480	165,8	0,8	0,5	0,9	0,0129	-0,0788	18,3878215
Cia Hering PN (HGTX4)	93.803.870	-1,7	1	-59,6	0,6	0,0009	0,0689	18,3567167
Ferbasa PN (FESA4)	90.166.970	2,3	0,4	16,5	0,9	0,0125	-0,0260	18,3171737
Bardella PN (BDLL4)	87.341.800	19,9	0,3	1,7	0,2	0,0584	-0,0539	18,2853397

continua

Tabela 7 - Retorno das 104 empresas classificadas segundo as variáveis fundamentalistas e classificadas segundo Valor de Mercado (VM) – abril de 2002 (continuação).

Código de Negociação	Valor Mercado	P/L	P/VPA	ROE	Beta	Liquidez	Retorno	LN(VM)
Forjas Taurus PN (FJTA4)	87.254.460	3	0,5	16	0,2	0,0162	-0,0774	18,2843392
Fras-Le PN (STED4)	82.976.330	6,6	1	15,8	0,4	0,0026	-0,0357	18,2340659
Inds Romi PN (ROMI4)	77.130.500	3,8	0,3	8,8	0,7	0,0074	-0,0312	18,1610094
Iochp-Maxion PN (MYPK4)	75.918.190	-2,8	0,4	-14,9	0,2	0,0282	-0,1072	18,1451669
Supergasbras PN (SGAS4)	74.925.790	-9,1	0,8	-9	0,9	0,0133	-0,0070	18,1320087
Biobras PN (BIOB4)	71.635.490	-17,8	2,9	-16,5	0,8	0,0034	-0,0029	18,0871012
Fertibras PN (FBRA4)	61.879.710	2,9	0,6	23	0,4	0,0017	0,0000	17,9407029
Kepler Weber PN (KEPL4)	55.816.150	3,2	0,7	23,6	1,4	0,0001	-0,5889	17,8375738
Inepar Construcoes PN (INEP4)	53.562.290	-0,3	0,2	-60,6	1	0,2837	-0,4600	17,7963558
Dimed ON (PNVL3)	47.544.000	7,6	0,5	6,8	0,2	0,0012	0,0000	17,6771662
Teka PN (TEKA4)	37.047.810	6,8	0,5	7,2	0,7	0,0118	0,0375	17,4277198
Pettenati PN (PTNT4)	29.712.950	5,6	0,3	5,2	0,6	0,0028	0,0610	17,2070935
Metisa PN (MTSA4)	24.936.850	3,9	0,8	20,2	0,4	0,0015	-0,0291	17,0318572
Plascar PN (OSAO4)	19.368.790	-1,1	0,6	-53,1	0,4	0,0247	0,1472	16,7791736
LightPar ON (LIPR3)	18.325.640	-3,2	0,3	-9,6	0,8	0,0119	-0,3648	16,7238117
Mangels PN (MGEL4)	17.677.990	129,6	0,1	0,1	0,2	0,0032	-0,0485	16,6878309
Trafo PN (TRFO4)	12.482.100	8	0,3	-3,1	0,2	0,0076	0,0287	16,3398062
Recrusul PN (RCSL4)	11.767.960	-0,7	0,3	-46,6	0,8	0,0008	-0,0617	16,2808911
Cremer PN (CREM4)	9.164.997	4,6	0,5	10,5	0,8	0,0007	-0,0041	16,0309021
Estrela PN (ESTR4)	8.203.495	4,8	-2,8	-59,1	1,4	0,0016	-0,0419	15,9200708
Sansuy PN (SNSY5)	7.568.767	1	0,2	4,8	0,7	0,0003	0,0000	15,8395407
Kuala PN (ARTE4)	6.624.553	3,8	0,6	16	0,9	0,0245	-0,0070	15,7062935
Bic Caloi PNB (BCAL6)	4.592.805	-0,2	0	-14,6	0,8	0,0012	-0,0011	15,3400015
Trevisa PN (LUXM4)	3.332.405	3,5	0,1	2,7	-0,5	0,0001	-0,0470	15,0192048
Wiest PN (WISA4)	1.232.106	-0,3	0,8	-271,8	0,6	0,0002	0,0595	14,0242355
J B Duarte PN (JBDU4)	559.155	-0,4	1	-220,2	1	0,0001	-0,0811	13,2341811

Fonte: Banco de dados da Economática Ltda.

1. Foram criadas 60 planilhas (60 meses) e para cada uma das variáveis fundamentalistas mais uma planilha(14) totalizando 840 planilhas(14 x 60).
2. A consolidação destas planilhas numa única resultou na Tabela 4.

Este trabalho tem como objetivo principal procurar demonstrar que há uma diferença significativa entre a utilização do beta e de outras variáveis fundamentalistas para explicar a rentabilidade esperada de um ativo. Pode-se comprovar através das Tabelas 4, 5, 6 e 7 que, utilizando o método da seleção de empresas proposto por Haugen (2000), seus resultados superaram, em muito, os resultados com a carteira baseada no IBOV, que teve uma perda acumulada de 54,68% ou de -0,911% ao mês e pela carteira BETAG com perda acumulada de

11,43% ou -0,186% ao mês. Para a carteira BETAP a perda acumulada foi de 18,243% ou 0,304% ao mês.

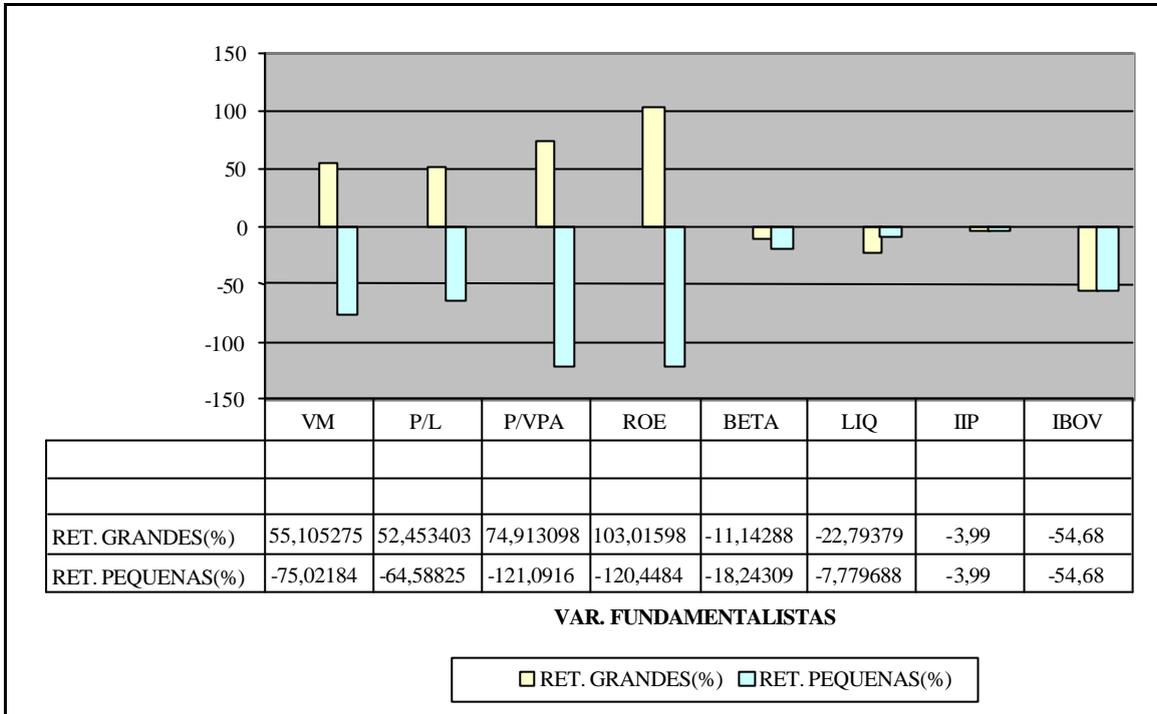


Gráfico 1 - Retorno mensal acumulado das 14 carteiras - maio/1997 a abril/2002.

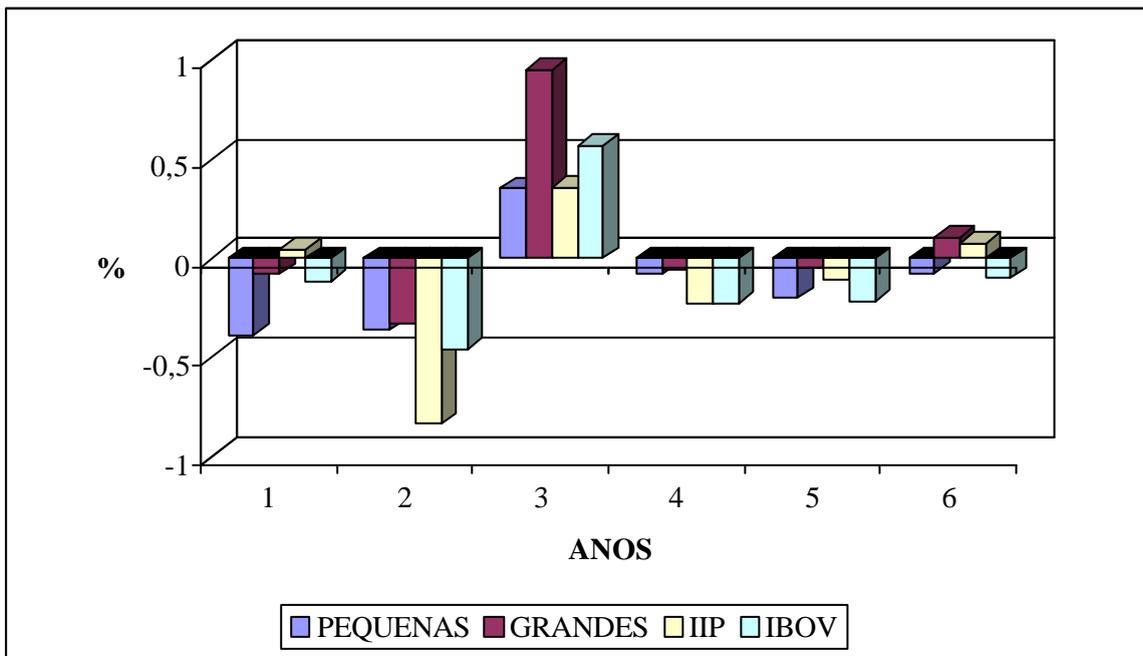


Gráfico 2 - Classificação dos retornos anuais em função do tipo de carteira no período de maio/1997 a abril/2002

Resultados significativos foram encontrados aplicando-se o teste-t para duas amostras emparelhadas para a média, conforme resumo estatístico constante na Tabela 8.

Tabela 8 - Resultados obtidos com teste “t”, entre as Carteiras Grande e Pequena, no período de maio/1997 a abril/2002.

Teste-t: duas amostras em par para médias - alfa = 5%												
	VMG	VMP	PLG	PLP	PVG	PVP	ROEG	ROEP	BETAG	BETAP	LIQG	LIQP
Média	0,009	-0,013	0,009	-0,011	0,012	-0,020	0,017	-0,020	-0,002	-0,003	-0,004	-0,001
Variância	0,011	0,007	0,008	0,010	0,007	0,009	0,006	0,010	0,018	0,003	0,013	0,005
Observações	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60
Correlação de Pearson	0,718		0,851		0,843		0,800		0,590		0,739	
Hipótese Nula	0		0		0		0		0		0	
gl	59		59		59		59		59		59	
Stat t	2,250		2,889		4,902		4,859		0,083		-0,249	
Valor – p (bi-caudal)*	0,028		0,005		0,000		0,000		0,934		0,804	
t crítico (bi-caudal)	2,001		2,001		2,001		2,001		2,001		2,001	

OBS: Os dados são significativos quando o valor-p < 5%.

1. *Regra de rejeição para um teste de hipótese:* Quando o p-valor de um valor de hipótese é menor do que o valor escolhido de α , o procedimento de teste conduz à rejeição da hipótese nula.
2. *Aplicado o teste “t” de hipóteses para médias emparelhadas, foram encontrados os seguintes resultados:*
 - 2.1 – Para VMG, VMP, PLP, PLG, PVG; PVP, ROEG e ROEP os resultados foram significativos a 5%.
 - 2.2 – Para Beta – LIQ os resultados não foram significativos a 5%

Fama e French (1992), analisando 50 anos de retornos mensais das ações norte-americanas (1941-1990), mostraram que existem pelo menos quatro outras variáveis, além do beta, que podem explicar as variações nas rentabilidades médias das ações. Estas variáveis seriam (Gráfico 1):

- valor de mercado
- índice valor patrimonial
- índice preço/lucro
- alavancagem financeira (relação entre o capital de terceiros e o capital próprio conforme Costa Jr. e Neves (2000, p. 101). No desenvolvimento deste trabalho foram encontrados resultados semelhantes.

A Tabela 9 traz um resumo de todas as estatísticas descritivas das variáveis fundamentalistas. O teste Jarque-Bera, que testa se uma série tem uma distribuição normal, apresenta resultados significativos nas variáveis LIQG, ROEG, VMG e IBOV. Para as demais variáveis a média não é influenciada pela assimetria ou curtose ou seja as variáveis têm uma distribuição normal.

Tabela 9 - Estatísticas descritivas das variáveis fundamentalistas – maio/97 a abril/02.

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque- Bera	Probab.	Obs.
BETAG	-0.001857	-0.010908	0.319816	-0.419051	0.133195	-0.178620	3713655	1592308	0.451060	60
BETAP	-0.003041	-0.005317	0.121468	-0.159687	0.056151	-0.311140	3405246	1378643	0.501917	60
IBOV	-0.009113	-0.010099	0.208535	-0.473772	0.121570	-1044314	5312065	2427004	0.000005*	60
IIP	-0.000665	0.002876	0.172534	-0.251396	0.084992	-0.458312	3429653	2562005	0.277759	60
LIQG	-0.003799	-0.005779	0.261351	-0.417775	0.113071	-0.711613	4977707	1484224	0.000598*	60
LIQP	-0.001297	-0.002980	0.175764	-0.143522	0.067900	0.211922	3007564	0.449253	0.798814	60
PLG	0.008742	0.017004	0.179794	-0.260925	0.089524	-0.564201	3536576	3903017	0.142060	60
PLP	-0.010765	-0.020708	0.255878	-0.204693	0.099213	0.298483	2961501	0.894624	0.639344	60
PVG	0.012486	0.013177	0.230901	-0.225800	0.085002	-0.203309	3431849	0.879581	0.644171	60
PVP	-0.020182	-0.015327	0.210532	-0.305631	0.095766	-0.296902	3746864	2276026	0.320455	60
ROEG	0.017169	0.026384	0.200391	-0.268100	0.080025	-0.719290	4958891	1476691	0.000621*	60
ROEP	-0.020075	-0.025326	0.227240	-0.209633	0.099004	0.181544	2548570	0.839055	0.657357	60
VMG	0.009184	0.015158	0.217320	-0.360528	0.106438	-0.794614	4375272	1104254	0.004001*	60
VMP	-0.012504	-0.010144	0.191478	-0.233096	0.085854	-0.022912	3150490	0.061868	0.969540	60

* dados significativos para probabilidade menor de 5%. Rejeita-se Ho pelo critério de Jarque-Bera.

Fama e French (1992) e Costa Jr. e Neves (2000) realizaram vários testes usando regressões lineares múltiplas e encontraram duas variáveis que explicam a maior parte das variações nos retornos médios das ações: o índice valor patrimonial da ação/preço, que tem uma relação positiva entre os retornos das carteiras, e a variável valor de mercado das ações da empresa, que tem uma relação negativa. Esses resultados sugerem que o risco tem características multidimensionais e não unidimensionais (só o beta).

Por outro lado Chan et. al. (1991) In Costa Jr. e Neves (2000, p. 101), em trabalho similar ao de Fama e French (1992), mas utilizando dados mensais do mercado acionário japonês, entre janeiro de 1971 e dezembro de 1988, verificaram a capacidade de explicação de quatro variáveis fundamentalistas nas variações dos retornos médios das ações: índice lucro por ação/preço, valor de mercado, índice valor patrimonial da ação/preço, e índice de fluxo de caixa por ação/preço (*cash flow yield*). Os resultados obtidos mostraram que as variáveis índice lucro por ação/preço, índice valor patrimonial da ação/preço e índice fluxo de caixa/preço apresentaram relação positiva com a rentabilidade das carteiras, enquanto a variável valor de mercado apresentou relação inversa. A grande diferença entre os modelos para o cálculo dos retornos das ações está no fato de que as variáveis fundamentalistas não precisam ser estimadas, ao passo que a variável beta deve ser estimada, para após ser utilizada no modelo CAPM como variável explicativa, enquanto que, as variáveis fundamentalistas são utilizadas diretamente.

4.2 Erros nas Variáveis - Testes de Especificação de Modelos

Outro fator que deve-se levar em consideração para analisar corretamente os dados coletados no trabalho são os possíveis “erros nas variáveis”, conforme Matos (1995, p. 180-1983) causados pelo alto valor do erro padrão em razão da grande variabilidade nas estimações. “A presença de erros nas variáveis diz respeito ao caso em que as variáveis do modelo incorporam erros de medida. Isso é comum em virtude da maneira pela qual a maioria dos dados são coletados e/ou são elaborados” (Matos, 1995, p. 180).

Por outro lado, podem ocorrer “erros de estimativas do coeficiente beta”, conforme Fama e French (1992, p. 460 - Tabela AIII) apresentam em seu estudo, analisando a grande variabilidade do beta, calculado no período de 1941 a 1990. Nesta tabela, verifica-se que a inclinação da reta citada é de 0,22 (% ao mês) para um erro padrão de 0,24% (% ao mês) para o caso de uma regressão linear simples entre os retornos médios de carteiras e de betas. Estes valores fazem com que a estatística t seja insignificante (Costa Jr. e Neves 2000, p. 102).

Quando o erro ocorre na variável dependente, seu efeito é incorporado pelo termo residual e provoca ineficiência das estimativas dos parâmetros. Por outro lado, se o erro ocorre nas variáveis explicativas, o pressuposto de que $E(e_i) = 0$ é violado, então os parâmetros estimados são viesados e inconsistentes. Em modelos estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, o parâmetro b é viesado para baixo e o termo constante, para cima (Matos, 1995, p. 180).

Esse pressuposto, geralmente, é violado em razão das seguintes causas (Maddala, 1987, p. 259-260) apud Matos (1997, p. 183):

- 1ª)Omissão de variáveis explicativas importantes.
- 2ª)Desconsideração da existência de mudanças qualitativas em algumas das variáveis explicativas.
- 3ª)Inclusão de variável explicativa não importante no modelo.
- 4ª)Forma matemática incorreta.
- 5ª)Especificação incorreta do modo pelo qual o termo aleatório é incluído no modelo.
- 6ª)Especificação de modelos uniequacionais ao invés de sistemas de equações simultâneas.

Normalmente, a omissão de variáveis pode ocorrer em virtude da ausência de informações ou do desconhecimento de sua importância. Como consequência, teremos tendenciosidade e inconsistência dos parâmetros das variáveis incorporadas à equação, desde que a variável não incluída seja correlacionada àquelas.

Por sua vez Kmenta (1978, p. 424-425) e Matos (1997, p. 183): demonstram que a direção dessa tendenciosidade dependerá do sinal da variável omitida – ao ser incluída na equação – e de sua correlação com a que foi incluída efetivamente. Se o sinal do parâmetro e a correlação com a que foi incluída forem positivos, a tendenciosidade, será, também, positiva, ou seja, o coeficiente da variável incluída será superestimado ou viesado para cima. No caso contrário, haverá subestimação. Os demais erros de especificação geram, também, estimativas de parâmetros tendenciosas e inconsistentes. A inclusão de variáveis irrelevantes não provoca inconsistência com muita frequência, mas, em compensação, gera ineficiência.

Como consequência é que a especificação de um modelo terá de ser cuidadosa, a fim de que se obtenham resultados com as qualidades desejáveis de não tendenciosidade, eficiência e consistência. Os testes de normalidade, de autocorrelação e de especificação propriamente dita geram informações valiosas sobre a natureza do problema.

4.2.1 Autocorrelação

Um dos pressupostos nos modelos de regressão simples como nos de regressão múltipla é a independência dos resíduos. Esse pressuposto é geralmente violado quando os dados são coletados ao longo de períodos sequenciais de tempo, uma vez que um resíduo, em qualquer ponto no tempo, pode tender a ser idêntico a resíduos em pontos adjacentes no tempo. Portanto, resultados positivos seriam provavelmente seguidos de resíduos positivos, e resíduos negativos provavelmente seriam seguidos por resíduos negativos (figura 6). Esse padrão nos resíduos é chamado de autocorrelação.

Para Matos (1995, p. 134), autocorrelação significa dependência temporal dos valores sucessivos dos resíduos, ou seja, os resíduos são correlacionados entre si. Em termos formais e considerando-se inicialmente o modelo de regressão linear com duas variáveis explicativas, pode-se escrever o modelo econométrico da seguinte forma:

$$y_t = \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_2 x_{t2} + \mathbf{b}_3 x_{t3} + e_t \quad (\text{XIII})$$

Onde o termo estocástico é dado por:

$$E(e_t) = 0, \quad \text{Var}(e_t) = \sigma_v^2 \quad \text{e} \quad \text{Cov}(e_{t-1}, e_t) = 0 \quad \text{para} \quad t - 1 \neq t \quad (\text{XIV})$$

Neste caso, implica ausência de autocorrelação (Figura 04-a). Quando os resíduos são autocorrelacionados, as estimativas de mínimos quadrados dos parâmetros não são eficientes, isto é, não apresentam variância mínima, além de seu erro-padrão ser viesado, o que conduz a testes e intervalos de confiança incorretos.

Para Hill, Griffiths e Judge (1999), quando for diagnosticado a autocorrelação, não é comum ater-se às estimativas de mínimos quadrados, mas a estratégia mais correta é procurar empregar um processo melhor de estimação, a saber, o de mínimos quadrados generalizados. O método dos mínimos quadrados generalizados tende a produzir intervalos de confiança menores, mais informativos do que os intervalos corretos de mínimos quadrados.

Se a autocorrelação for positiva, os erros-padrão serão subestimados e, conseqüentemente, os valores da estatística t , superestimados. Se a autocorrelação for, ao contrário, negativa, os erros-padrão serão superestimados e o valor de t , subestimado. Portanto a autocorrelação positiva é a mais danosa, porque existirá, no caso do teste t , o risco de rejeitar-se a hipótese nula de ausência de efeito quando se deveria aceitá-la (Erro Tipo I) (Moore, 2000, p. 278).

A autocorrelação é positiva, quando os resíduos são diretamente relacionados entre si, isto é:

$$e_t = r e_{t-1} + v_t \quad \text{para } r > 0 \quad \text{onde:} \quad (\text{XV})$$

r (letra grega rô) é um parâmetro que determina as propriedades de correlação de e_t ,

v_t são variáveis aleatórias não correlacionadas com variância e_v^2 ,

Se $r < 0$, a autocorrelação é negativa. A autocorrelação é dita de primeira ordem ou Erros Auto-Regressivos de Primeira Ordem (Modelo-AR(1), quando o resíduo e_t é relacionado com e_{t-1} , ou seja, o resíduo em t é função do resíduo no período imediatamente anterior ($t-1$), independentemente de ρ ser maior ou menor que zero.

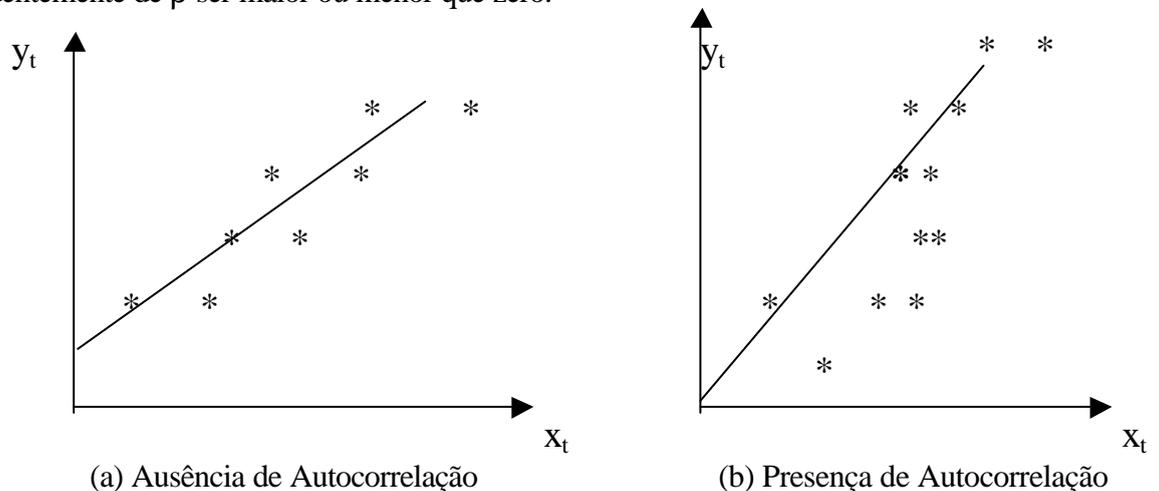


Figura 6 – Correlação entre os resíduos e_t e e_{t-1}

A literatura sugere vários testes ou informações para avaliar a especificação de um modelo. Para testar se as variáveis são autocorrelacionadas, são utilizados os testes de *Durbin-Watson e Godfrey* e para a correção de autocorrelação serial utilizam-se os métodos:

- a) o método iterativo de *Cochrane-Orcutt*;
- b) método de dois estágios de *Durbin*;
- c) método das primeiras diferenças.

4.2.1.1 Teste de Autocorrelação

Para verificar a existência de autocorrelação entre as variáveis fundamentalistas foi utilizado o teste de *Durbin-Watson (DW)*, designado em nome dos seus criadores Durbin e Watson, e datado de 1950. Para Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 282), “embora se trate de um teste já antigo, é, sem dúvida, o mais importante para detectar erros de AR(1)”. A estatística para este teste de Durbin-Watson (d) é definida pela seguinte expressão:

$$d = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2} \quad (\text{XXV})$$

onde os \hat{e}_t são os resíduos de mínimos quadrados. Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 282).

(Matos, 1997, p.134-146). A hipótese a ser testada é a não existência de autocorrelação entre as variáveis explicativas (Figura 6-a). Com as taxas de retorno das CARTEIRAS GRANDES, usando os dados da Tabela 4, foram obtidos os resultados dos testes e que estão consolidados na Tabela 10, onde o valor de $DW=1,5669$ para o teste da variável VMG. Os valores críticos para

$n = 60$, $k = 8$ e $\alpha = 5\%$ são $D_L=1,32$ e $D_U=1,89$. Onde:

n = números de observações do utilizadas no modelo;

k = número de variáveis explicativas + 1 (termo constante);

$\alpha = 5\%$ é o nível de significância utilizado no modelo para determinar o valores críticos da Tabela A-5 (Maddala, 1992, Tabela A-5, p. 617).

O teste de *Durbin-Watson* nos mostra que: $D_L=1,32 < D_G=1,5669 < D_U=1,89$, então o teste é inconclusivo, ou seja, nada se pode afirmar a respeito da autocorrelação. Neste caso, não se pode rejeitar e nem aceitar a hipótese nula de que não há autocorrelação entre as variáveis. Já o teste para as CARTEIRAS PEQUENAS o valor do **DW é 2,3879** indicando claramente que não há autocorrelação. A Figura 7 mostra as regiões de aceitação e de rejeição do teste *Durbin-Watson*.

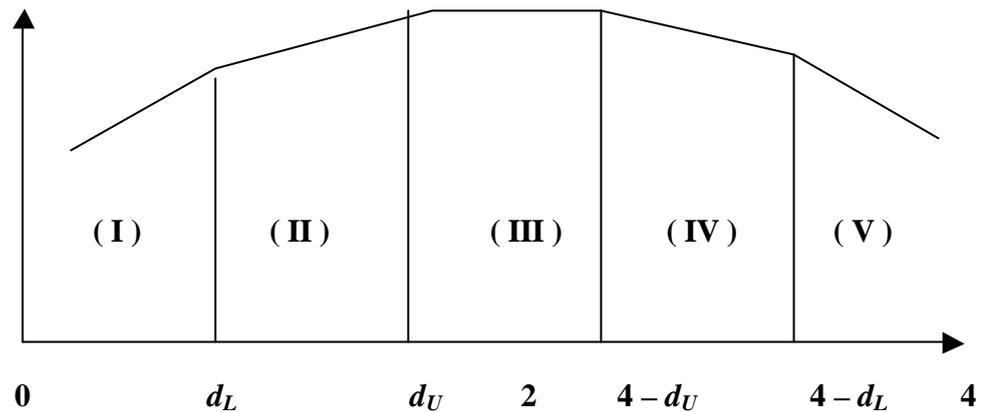


Figura 7 - Teste de auto correlação de *Durbin-Watson*.

Fonte: Matos (1997, p. 137)

O valor calculado de d é comparado com os limites inferior (d_L) e superior (d_U). Os limites d_L e d_U são usados para testar a autocorrelação positiva ($d < 2$), e enquanto os limites ($4 - d_U$) e ($4 - d_L$) permitem investigar a correlação negativa ($d > 2$).

Assim, para determinado nível de significância (geralmente 5%), o teste é realizado da seguinte forma:

- se $d < d_L$ (região I), rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação (H_0) e aceita-se a presença de autocorrelação de primeira ordem;
- Se $d_L < d < d_U$ (região II), o teste não é conclusivo;
- Se $d > d_U$ (região III), o aceita-se a hipótese nula (H_0) e rejeita-se H_1 .

Tabela 10: SUR e teste de Durbin-Watson Statistic

Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression =SUR				
System: SYS_01-SUR-01_VM				
Date: 10/01/02	Time: 01:31			
Sample: 1997:05 2002:04				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)-INTERCEPTO	0.008328	0.002773	3.002655	0.0034
C(2)-BETA G	-0.179027	0.069332	-2.582147	0.0112
C(3)-BETAP	-0.018795	0.059581	-0.315461	0.7531
C(4)-IBOV	0.177677	0.054255	3.274853	0.0014
C(5)-PLG	0.456031	0.080301	5.679010	0.0000
C(6)-PVG	0.226792	0.087500	2.591895	0.0109
C(7)-ROEG	-0.110022	0.086248	-1.275651	0.2050
C(8)-LIQG	0.522646	0.086689	6.028982	0.0000
C(9)-INTERCEPTO	-0.002180	0.004542	-0.479856	0.6324
C(10)-BETAG	0.117992	0.116592	1.012011	0.3139
C(11)-BETAP	0.085451	0.136795	0.624666	0.5336
C(12)-IBOV	-0.043181	0.074785	-0.577407	0.5649
C(13)-PLP	-0.031264	0.166506	-0.187766	0.8514
C(14)-PVP	0.358584	0.119802	2.993138	0.0035
C(15)-ROEP	0.156368	0.164952	0.947964	0.3454
C(16)-LIQP	0.320279	0.127729	2.507480	0.0137
Determinant residual covariance		1.50E-07		
Equation: VMG=C(1)+C(2)*BETAG+C(3)*BETAP+C(4)*IBOV+C(5)*PLG+C(6)*PVG+C(7)*ROEG+C(8)*LIQG				
Observations: 59				
R-squared	0.971496	Mean dependent var	0.009069	
Adjusted R-squared	0.967584	S.D. dependent var	0.107347	
S.E. of regression	0.019327	Sum squared resid	0.019051	
Durbin-Watson stat	1.566938	Teste inconclusivo¹		
Equation: VMP=C(9)+C(10)*BETAG+C(11)*BETAP+C(12)*IBOV+C(13)*PLP+C(14)*PVP+C(15)*ROEP+C(16)*LIQP				
Observations: 59				
R-squared	0.894403	Mean dependent var	-0.013068	
Adjusted R-squared	0.879910	S.D. dependent var	0.086478	
S.E. of regression	0.029968	Sum squared resid	0.045803	
Durbin-Watson stat	2.387991	Não há autocorrelação²		

Especificação do Sistema – SUR**ESTIMADORES DAS VARIÁVEIS DO SISTEMA SUR:**

$$VMG = C(1)+C(2)*BETAG+C(3)*BETAP+C(4)*IBOV+C(5)*PLG+C(6)*PVG+C(7)*ROEG+C(8)*LIQG$$

$$VMP = C(9)+C(10)*BETAG+C(11)*BETAP+C(12)*IBOV+C(13)*PLP+C(14)*PVP+C(15)*ROEP+C(16)*LIQP$$

ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS PELO SISTEMA SUR

$$VMG = 0.008327515237 - 0.1790265006*BETAG - 0.01879534727*BETAP + 0.1776774344*IBOV + 0.4560310963*PLG + 0.226791896*PVG - 0.1100221723*ROEG + 0.5226460876*LIQG$$

$$VMP = -0.002179619579+0.1179921944*BETAG+0.0854513952*BETAP-0.0431812401*IBOV-0.03126426851*PLP+0.3585843286*PVP+0.1563683181*ROEP+0.3202785172*LIQP$$

Aplicado o teste de DW em todas as variáveis, em nenhuma delas foi detectada a autocorrelação. Também foi aplicado o método Least Square-LS ou de Mínimos Quadrados em relação a variável BETAG (Tabela 11). Também não foi detectada autocorrelação.

Tabela 11 – LS e teste *Durbin-Watson Statistic*

Dependent Variable: BETAG				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/02 Time: 19:38				
Sample(adjusted): 1997:05 2002:03				
Included observations: 59 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PLG	0.635785	0.157296	4.041966	0.0002
VMG	-0.589273	0.190450	-3.094113	0.0031
LIQG	1.075092	0.161351	6.663062	0.0000
PVG	0.388838	0.159391	2.439521	0.0181
ROEG	-0.210340	0.161620	-1.301451	0.1987
C(1) -C	0.000883	0.004900	0.180279	0.8576
R-squared	0.956240	Mean dependent var		-0.003125
Adjusted R-squared	0.952111	S.D. dependent var		0.133973
S.E. of regression	0.029318	Akaike info criterion		-4.125080
Sum squared resid	0.045556	Schwarz criterion		-3.913805
Log likelihood	127.6899	F-statistic		231.6278
Durbin-Watson stat	2.237045	Prob(F-statistic)		0.000000

Nota: Fonte: (Maddala, 1992-pág 136-137 e 617-Tabela A-5)

Obs.:

1. Teste de Durbin-Watson: $d = 2.2370$
2. $n = 59$ $k = 6$ $\alpha = 5\%$ $D_L = 1.41$ $D_U = 1.77$
3. Sendo $d = 2.2370 > D_U = 1.77$ Aceita-se H_0 . Não há autocorrelação.
4. Portanto modelo linear é adequado para especificar os parâmetros lineares.
 $R^2 = 95,62\%$ e o R-Ajustado de $95,21\%$ indicam uma alta correlação entre as variáveis

4.2.2 Heterocedasticidade

Quando as variâncias não são as mesmas para todas as observações, diz-se que existe heterocedasticidade. Por outro lado, é desejável que a variância dos resíduos e_t , gerados pela estimação de um modelo seja constante. Se isso ocorre, o pressuposto da homocedasticidade é satisfeito.

Para Matos (1997), a consequência da heterocedasticidade é que o método dos mínimos quadrados não gera estimativas de parâmetros eficientes ou de variância mínima, o que implica erros-padrão viesados e incorreção dos testes t e F e dos intervalos de confiança. A existência de diferentes variâncias ou de heterocedasticidade ocorre com frequência quando se trabalha com dados em corte ou seção transversal (*cross section*).

“Se temos um modelo de regressão linear com heterocedasticidade (a hipótese de $\text{var}(e_t) = \mathbf{S}^2$ e um modelo de regressão linear tem heterocedasticidade (a hipótese $\text{var}(y_1) = \text{var}(e_1) = \mathbf{S}^2$ é

violada) e utilizamos o estimador de mínimos quadrados para estimar os coeficientes desconhecidos, então:

1. O estimador de mínimos quadrados é o melhor estimador linear não-tendencioso.(*BLUE - Best Linear Unbiased Estimator*).

2. Os desvios-padrão comumente calculados para o estimador de mínimos quadrados são incorretos. Os intervalos de confiança e os testes de hipóteses que utilizam esse desvios padrão podem ser enganosos.

A existência de diferentes variâncias ou de heterocedasticidade ocorre com frequência quando se trabalha com dados em corte ou seção transversal(*cross section*), é o caso dos dados utilizados neste trabalho Tabela 4.

Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 240) afirmam que a heterocedasticidade não é uma propriedade necessariamente restrita a dados em corte transversal. Com dados em série temporais, em que temos dados ao longo do tempo sobre uma unidade econômica, como uma firma ou uma família, é possível que a variância do erro $Var(e)$ se modifique. Para a correção da heterocedasticidade, Halbert White in Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 241) sugeriu um estimador para as variâncias e covariâncias dos estimadores dos coeficientes de Mínimos Quadrados. Contudo, Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 248) lembram que “a transformação de variáveis deve ser encarada como um recurso para transformar um modelo de erro heterocedástico e um modelo de erro homocedástico, e não como algo que modifique o significado dos coeficientes.”

Aplicando-se o teste WHITE (*White Heteroskedasticity Test*), para os dados da Tabela 4 (*Cross-Section*), para todas as variáveis explicativas, não foi detectada em nenhuma delas a heterocedasticidade, conforme Tabela 12.

Tabela 12 - Teste de Heterocedasticidade de *White* no ano de 2002.

White Heteroskedasticity Test				
F-statistic	0.576829	Probability		0.923014
Obs*R-squared	1.882	Probability		0.843622
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/17/02 Time: 10:39		Sample: 1997:05 2002:03		
Included observations: 59				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000159	6.02E-05	2.637.030	0.0128
VMP	-0.002057	0.001397	-1.472.552	0.1506
VMP^2	0.002397	0.007892	0.303747	0.7633
PLG	0.000146	0.001568	0.093027	0.9265
PLG^2	0.005561	0.010785	0.515632	0.6097
PLP	-0.000759	0.002193	-0.345896	0.7317
PLP^2	0.002960	0.012684	0.233393	0.8169
PVG	-0.000642	0.001621	-0.396071	0.6947
PVG^2	0.004798	0.012808	0.374629	0.7104
PVP	0.002789	0.001525	1.828.947	0.0767
PVP^2	-0.002557	0.009416	-0.271535	0.7877
ROEG	0.002461	0.002068	1.189.826	0.2429
ROEG^2	-0.012469	0.015830	-0.787693	0.4367
ROEP	0.000842	0.002118	0.397583	0.6936
ROEP^2	-0.007393	0.016773	-0.440771	0.6623
BETAG	-0.002860	0.001605	-1.781.488	0.0843
BETAG^2	-0.000760	0.007200	-0.105499	0.9166
BETAP	-0.001742	0.001842	-0.945820	0.3513
BETAP^2	0.010392	0.013257	0.783898	0.4389
LIQG	-0.002722	0.001843	-1.476.811	0.1495
LIQG^2	0.014959	0.010555	1.417.269	0.1661
LIQP	-0.000969	0.001599	-0.606159	0.5487
LIQP^2	0.001575	0.014185	0.111030	0.9123
IIP	0.004752	0.005260	0.903462	0.3730
IIP^2	-0.009740	0.027390	-0.355611	0.7245
IBOV	0.001145	0.000998	1.148.114	0.2594
IBOV^2	-0.005452	0.004853	-1.123.575	0.2696
R-squared	0.319113	Mean dependent var		0.000177
Adjusted R-squared	-0.234107	S.D. dependent var		0.000181
S.E. of regression	0.000201	Akaike info criterion		-1.387.829
Sum squared resid	1.30E-06	Schwarz criterion		-1.292.755
Log likelihood	4.364.094	F-statistic		0.576829
Durbin-Watson stat	2,129	Prob(F-statistic)		0.923014

Nota: Não foi detectada autocorrelação e nem heterocedasticidade

Os resultados do teste White, $F\text{-statistic} = 0,576829$ com $\text{Prob}(p\text{-value})$ de $0,923014$, indicam ausência de autocorrelação. Pode-se, também visualizar, estes resultados mediante a representação no Gráfico 3 de linhas dos resíduos

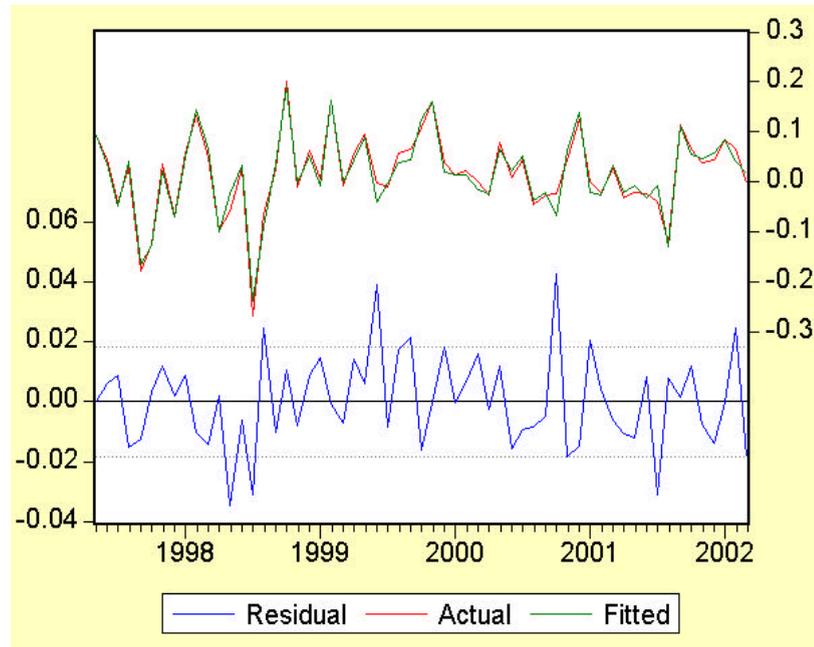


Gráfico 3: Resultado gráfico baseado nos resíduos (erros) das variáveis para determinar autocorrelação ou heterocedasticidade. *Fonte: Económica*

Por outro lado, através do sistema de gráficos Pairwise Granger ou multigráficos em colunas no gráfico 4, os resultados para todas as variáveis fundamentalistas permanecem inalterados. O gráfico 4 mostra de forma ampla todas as variáveis explicativas e o seus resíduos. Os resíduos destas variáveis mostram que não estão autocorrelacionados e são homocedásticos.

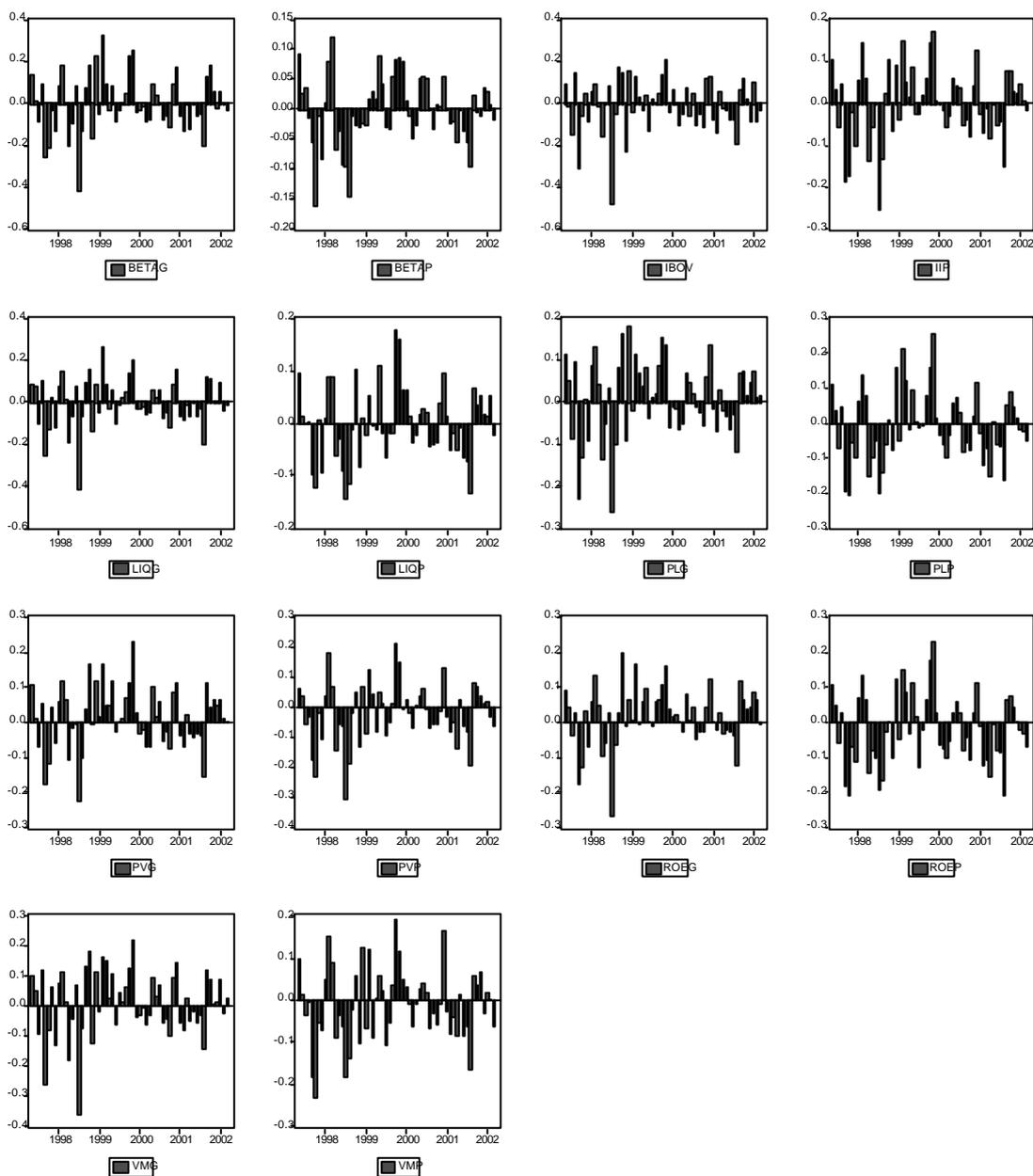


Gráfico 4 - Pairwise_Granger- Multigráficos em colunas –Maio/1997 a abril/2002

4.3 Modelagem para combinações de séries temporais e dados em corte transversal

Para estudar combinações de séries temporais e dados em corte transversal – *CROSS-SECTION*, vamos aplicar esta técnica aos dados da Tabela 4. A dificuldade, neste caso, é como especificar adequadamente um modelo estatístico-econométrico, que capte as diferenças individuais de cada variável e a partir da combinação dos dados poder fazer inferências e

estimações. Hill, Griffiths e Judge (1999) propõem três modelos para combinar dados em séries e dados em corte transversal:

- 1) Modelos de regressões aparentemente não-relacionados - ANR ou pela forma mais conhecida: *SUR - Seemingly Unrelated Regression*
- 2) Um modelo de variável binária (dummy)
- 3) Um modelo de componentes estocásticos.

Para testar os dados da Tabela 4, será utilizado, somente, o método SUR.

As razões da escolha da Técnica SUR foram as seguintes:

- lança mão da informação sobre a correlação entre os termos estocásticos, sendo mais precisa do que o processo dos mínimos quadrados. Para os autores Hill, Griffiths e Judge, (1999, p. 300) “este fato é corroborado pelos desvios padrão menores das estimativas SUR”.
- este método permite ajustar simultaneamente o risco beta de cada carteira, segundo Costa Jr e Neves (2000) e testa a significância estatística das variáveis fundamentalistas.
- Outras vantagens desse método, segundo Jaffe et al.(1989) apud Costa Jr e Neves (2000), seriam a redução do problema de erros nas variáveis para caso da variável beta que não é diretamente observável.

4.3.1 O método Sur

O modelo de Regressão Aparentemente Não-Relacionada – ANR ou SUR, de *Seemingly Unrelated Regressions*, também é conhecido por Modelo de Regressão Linear Múltipla, ou modelo de regressão linear generalizada ou até pelo do nome do seu autor: método de Zellner (Kmenta, 1978, p. 538).

O método faz estimativas avançadas dos parâmetros para sistemas com M equações, para os testes da heterocedasticidade em dados em corte transversal e Auto-Regressão (AR). Pelos métodos tradicionais de Mínimos Quadrados(MQ-LS) ou Modelos de Regressão Linear Generalizada, apesar de poderosos, não são tão úteis quanto ao SUR no desenvolvimento de processos de estimação, principalmente quando se trata de sistemas de M equações, e se deseja ampliar o conhecimento sobre a equação de regressão e as variáveis em questão.

4.3.2 Estimação conjunta ou separada das equações

Uma das aplicações bastante poderosa é a estimação conjunta de equações. Uma suposição que permite utilizar um processo de estimação conjunta – que é melhor do que a estimação de mínimos quadrados separada é:

$$\text{cov}(e_t, e_s) = \mathbf{S}_{t,s} \quad . \quad (\text{XVIII})$$

Para aumentar a precisão do modelo, os erros devem ser transformados de modo que todos tenham a mesma variância e sejam não correlacionados. “Esta transformação é complicada demais para ser apresentada aqui (neste livro), mas é automaticamente efetuada pelo seu programa de computador, utilizando-se em geral um tipo de comando de regressão aparentemente não-relacionada”. (Hill, Griffiths e Judge, 1999, p. 299). Os passos que o computador segue são:

- 1- estimar as equações separadamente utilizando os mínimos quadrados;
- 2- usar os resíduos de mínimos quadrados para estimar as variâncias;
- 3- utilizar as estimativas anteriores para estimar as equações conjuntamente dentro de um arcabouço de mínimos quadrados generalizados.

A Tabela 10- SUR- Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression: VM e a Tabela 11- LS- Method: Least Squares - Dependent Variable: VMG com 14 variáveis explicativas apresentam a comparação entre as estimativas dos coeficientes das funções retorno dos investimentos às variáveis fundamentalistas, utilizando as estimativa de Mínimos Quadrados(MQ) e de Regressão Aparentemente Não-Relacionadas (SUR). Como se pode constatar, a técnica SUR por lançar mão de informações complementares sobre a correlação entre os termos estocásticos, é mais precisa do que o processo de mínimos quadrados. (Hill, Griffiths e Judge (1999, p. 300).

Este método permite ajustar simultaneamente o risco beta de cada carteira e testar a significância estatística das variáveis fundamentalistas. Uma das vantagens deste método é a redução do problema de erros nas variáveis para o caso da variável beta que não é diretamente observada e a consideração da correlação dos resíduos entre as carteiras na estimação dos coeficientes da regressão Costa Jr. e Neves (2000).

Utilizando o modelo de k fatores, especificado no capítulo 2, fórmula (XXI), pode-se especificar o sistema para ser utilizado no SUR. Pela teoria econômica podemos indicar os fatores que afetam a variável dependente na análise de determinado fator ou seja pode-se especificar o modelo teórico. Utilizando as variáveis fundamentalistas, definidas no capítulo 3, item 3.4, ter-se-á:

a) para as CARTEIRAS GRANDES: $\text{vmg} = f(\text{betag}, \text{betap}, \text{ibov}, \text{plg}, \text{pvg}, \text{roeg}, \text{liqg})$.

b) para as CARTEIRAS PEQUENAS: $vmp = f(\text{betap}, \text{betag}, \text{ibov}, \text{plp}, \text{pvp}, \text{roep}, \text{liqp})$.

Para especificar o modelo econométrico para o sistema SUR, será utilizado o sistema linear visando a explicar o comportamento da variável dependente em função das variáveis explicativas. O sistema SUR é formado por duas equações lineares, conforme Tabela 8:

$$\text{VMG} = C(1) + C(2) * \text{BETAG} + C(3) * \text{BETAP} + C(4) * \text{IBOV} + C(5) * \text{PLG} + C(6) * \text{PVG} + C(7) * \text{ROEG} + C(8) * \text{LIQG}$$

$$\text{VMP} = C(9) + C(10) * \text{BETAG} + C(11) * \text{BETAP} + C(12) * \text{IBOV} + C(13) * \text{PLP} + C(14) * \text{PVP} + C(15) * \text{ROEP} + C(16) * \text{LIQ}$$

Aplicando o Sistema SUR constatamos que apenas a CARTEIRA ROEG (p-value=0,2050) e CARTEIRA BETAP (p-value=0,7531) não influenciaram no retorno médio da CARTEIRA VMG (Tabela 10).

Por outro lado, o coeficiente de determinação ajustado para as CARTEIRAS GRANDES é dado por $R^2 = 96,75\%$, indicando a existência de uma significativa correlação e dependência entre as variáveis explicativas e a variável dependente VM. Neste caso esta é explicada ou depende em 96,75% das demais variáveis explicativas. Em relação à CARTEIRA beta foi colocada de forma cruzada, para verificar o seu efeito em relação as demais CARTEIRAS. Tanto CARTEIRA BETAP junto as CARTEIRAS GRANDES, prob.=0,7531 e o BETAG junto as CARTEIRAS PEQUENAS, prob. = 0,3139 indicam que não influíram nos resultados obtidos pela variável VM.

Logo, as carteiras selecionadas a partir do tamanho da empresa, neste caso as CARTEIRAS GRANDES (aquelas que se encontram no quartil 1: 25% =>26 empresas), após colocadas em rol decrescente pelo valor de mercado e seus valores em reais foram deflacionados pelo índice IGP-DI, proporcionam um excesso de retorno acumulado em 5 anos de **55,15%** ou um excesso de retorno médio mensal de **0,918 %** (Tabelas 5 e 6). Por outro lado, no mesmo período a carteira IBOV teve uma perda acumulada negativa, em 5 anos, de **54,68%**.

As carteiras formadas a partir do Beta de mercado tiveram uma perda de 11,14 %, segundo a classificação GRANDES e de -18,243 % para as PEQUENAS no período, conforme as Tabelas 5 e 6 e os Gráficos 1 e 2.

4.4 Efeito Tendência de Previsão

Para a consolidação do retorno das ações na Tabela 4 procedeu-se da seguinte forma:

Ao final de maio de 1997, todas as ações foram ordenadas em função da variável fundamentalista. De cada variável fundamentalista, após a classificação em ordem decrescente, os valores foram divididos em quatro partes ou quartis. Cada quartil corresponde a 25% de todas as empresas, e que, no caso, correspondem a 26. As do quartil superior foram denominadas de CARTEIRAS GRANDES e as do quartil inferior foram denominadas de CARTEIRAS PEQUENAS.

Após o cálculo do retorno mensal de cada uma das variáveis, foram consolidados e lançados nos respectivos meses. Este processamento, feito por um programa em Visual Basic Avançado (VBA), desenvolvido especialmente para esta finalidade, foi repetido por 60 vezes utilizando as 104 empresas. Estes resultados foram consolidados na Tabela 4, iniciando em maio/97 e terminando em abril/2002. Tomando-se a variável Valor de Mercado (VM) para CARTEIRAS GRANDES e PEQUENAS foram obtidos os valores 0,01599 ou (1,599%) e 0,0207881 ou (2,07881%) respectivamente para maio/1997. Novamente, ao final de junho de 1997, as variáveis foram ordenadas e recalculados os valores para as CARTEIRAS GRANDES e PEQUENAS. Este processamento mensal foi para neutralizar o possível efeito “tendência de previsão” provocado pela publicação dos balanços das empresas, conforme o gráfico 5. Se existir o efeito “tendência e previsão” o seu efeito se traduzirá numa elevação ou queda das cotações após a publicação dos balanços. O efeito apareceria nas cotações de março/abril no primeiro semestre e julho/agosto no segundo semestre.

O gráfico 5 mostra o retorno total médio consolidado por mês, ao longo dos 5 anos e com todas as 104 empresas. Como existem valores positivos e negativos ao longo do ano, não parece razoável supor que as quedas de maio e de agosto/setembro tenham sido por causa dos balanços. Ainda mais que em junho poucas empresas publicam seus balanços. Podemos concluir, como mais provável, que tenham sido por motivos aleatórios ou pelas turbulências dos mercados.

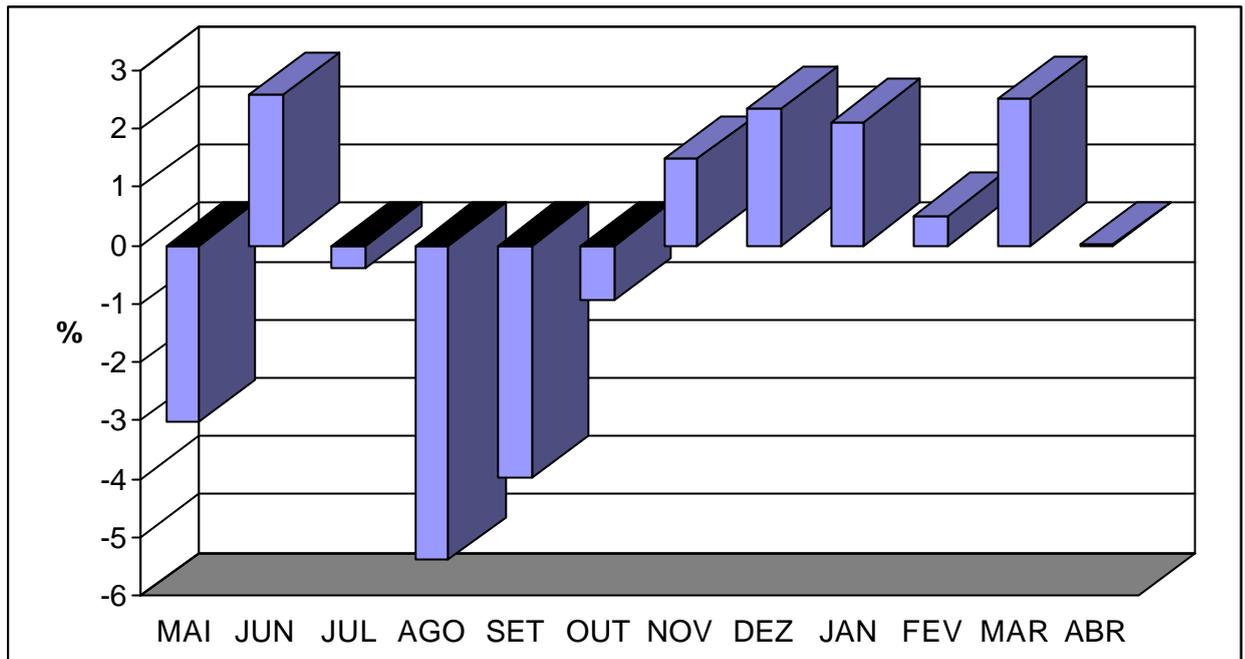


Gráfico 5 - Retorno consolidado por mês ao longo dos 5 anos (efeito *look-ahead bias*) no período de Maio/1997 a Abril/2002.

Fonte: Banco de dados da Economática Ltda.

Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi verificar empiricamente a influência e o retorno das variáveis valor de mercado, índice preço/lucro, índice preço da ação/valor patrimonial da ação, liquidez em bolsa, retorno sobre o patrimônio líquido e o próprio Beta do mercado, na explicação da rentabilidade média das ações negociadas à vista na Bolsa de Valores de São Paulo, durante o período de maio/1997 a abril/2002. Para tanto, foram construídas diversas carteiras de ações em função das variáveis fundamentalistas e verificou-se, por meio de regressões múltiplas (método SUR), a influência dessas variáveis na rentabilidade das carteiras.

A Tabela 4, mostra o retorno acumulado das variáveis fundamentalistas no período da amostra estudada, bem como o retorno médio mensal. Observando-se os dados, verifica-se que as empresas classificadas segundo a variável fundamentalista Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) é que proporcionaram o maior ganho acumulado nos 5 anos do estudo, 103,016 %. Por outro lado, o pior desempenho no período foi da carteira montada com as ações que fizeram parte do índice BOVESPA, denominada IBOV, atingindo a rentabilidade acumulada negativa de 54,68 % em 5 anos, ou a rentabilidade média mensal negativa de 0,9113%.

Para a classificação das empresas segundo o conceito PEQUENAS, o pior desempenho deu-se com as empresas classificadas segundo a variável fundamentalista Preço/Valor Patrimonial (P/VPA), no valor acumulado negativo de -121,092% e retorno médio mensal negativo de -2,018%. O gráfico 6 mostra os ganhos e as perdas ocorridos no período com base no Índice Bovespa. No gráfico 7 vê-se que as crises nos mercados mundiais ocorridas neste período foram um dos fatores fundamentais para as perdas, principalmente quanto ao índice BOVESPA. Costa Jr. e Neves (2000, p. 99-111) afirmam que, nos últimos anos, novos trabalhos surgiram desafiando a utilização do beta como medida do risco de um ativo. Basicamente, três argumentos podem ser destacados: primeiro, pesquisas modificaram a noção de que o beta é a medida mais eficiente de risco para ativos individuais.

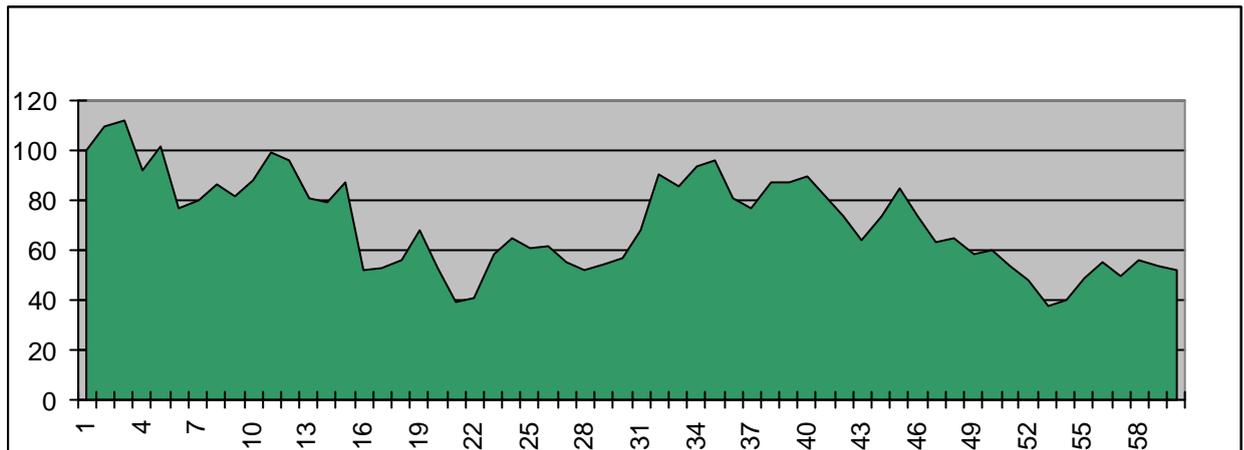


Gráfico 6 – Evolução do Ibovespa de maio/1997 a abril/2000 – base \$100

Fonte: Banco de dados da Economática Ltda.

Costa Jr. e Neves (2000, p. 99-111) afirmam que, nos últimos anos, novos trabalhos surgiram desafiando a utilização do beta como medida do risco de um ativo. Basicamente, três argumentos podem ser destacados: primeiro, pesquisas modificaram a noção de que o beta é a medida mais eficiente de risco para ativos individuais.

Alguns estudiosos defendem a tese de se medir respostas sistemáticas a outras variáveis macroeconômicas e a fatores relacionados ao preço das ações (v.g. índice preço/lucro, índice valor patrimonial, entre outros); segundo, pesquisadores encontraram evidências empíricas de que retornos de ativos são afetados por várias medidas de riscos não sistemáticos, como a variância total dos retornos das ações de empresas pequenas. Finalmente, outros asseguram que recentes evidências empíricas indicam a existência de relação sistemática entre o beta e os retornos de ativos. Os dois primeiros argumentos sugerem que o beta é incompleto como medida de risco; o terceiro implica que não existe *trade-off* entre o risco-beta e o retorno, ou seja, o beta não mede o risco.

Os resultados mostraram um relacionamento negativo entre a rentabilidade média das carteiras e as variáveis BetaG, BetaP, o retorno sobre o Patrimônio Líquido e Preço/Lucro e um relacionamento positivo entre as demais variáveis conforme mostra a Tabela 5. Apesar de todas as variáveis contribuírem para a explicação da relação rico-retorno, a variável beta foi a que mais se destacou na explicação dessa relação.

A pesquisa mostrou que aplicações baseadas CARTEIRA BETA teriam tido resultados piores do que aplicações

Parece que a controvérsia entre o uso do modelo unidimensional do CAPM e o uso de modelos multidimensionais está longe de ser resolvida. Os problemas encontrados nos testes empíricos do CAPM podem ser tanto falhas desse modelo, como também ineficiências do

mercado, que não precifica corretamente as ações ou os ativos. Ou então, como as variáveis fundamentalistas estão muito relacionadas com o preço das ações, seguramente algumas serão redundantes na hora de explicar a rentabilidade das ações.

Com base nesta pesquisa, novas abordagens poderiam ser feitas. Uma delas poderia ser a ampliação do estudo, utilizando-se os dados de outros países emergentes, hoje disponíveis no Economática, a fim de verificar se os resultados se mantêm mesmo em outros ambientes econômicos.

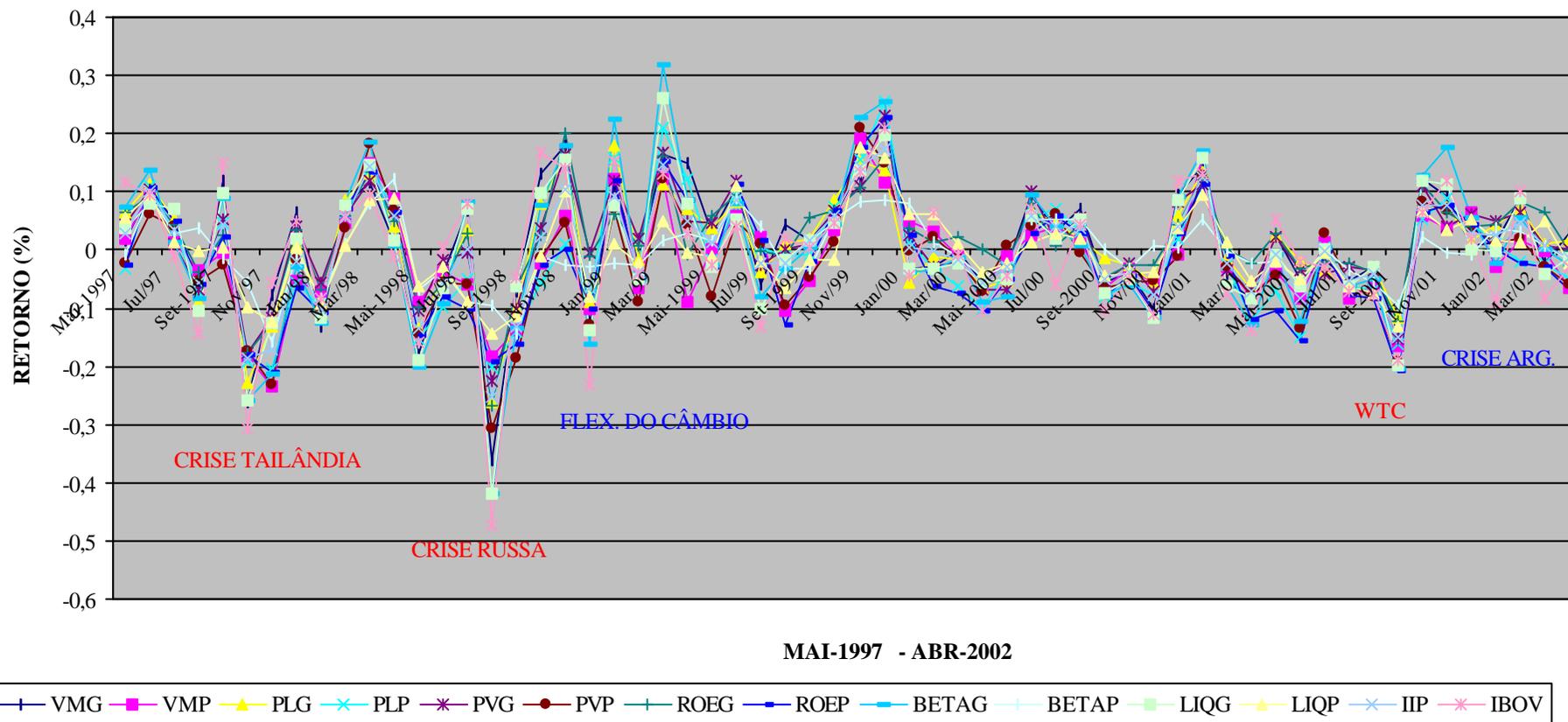


Gráfico 7 - Retorno Mensal das Variáveis Fundamentalistas e as Crises Mundiais – maio/1997 a abril/2002

Fonte: Banco de dados da Economática Ltda.

BIBLIOGRAFIA

- ASSAF NETO, Alexandre. **Mercado financeiro**. 3. ed. -São Paulo: Atlas, 2000.
- BACEN/ANDIMA – **Resenha do Risco**. Rio de Janeiro: 2002. Disponível na internet. URL: www.andima.com.br.
- BERNSTEIN, Peter L. **Desafio aos deuses: a fascinante história do risco**. Rio de Janeiro: Campus, 1997.
- BODIE, Zvi, KANE, Alex, MARCUS, Alan J. **Fundamentos de investimentos**. 3.ed.-Porto Alegre: Bookman, 2000.
- BOVESPA – **Boletins Técnicos da Bovespa**. São Paulo, 2001/2002. Disponível na internet. URL: www.bovespa.com.br.
- CAVALCANTI, Francisco. **Mercado de capitais**. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- COSTA JR., Newton C. A da, NEVES, Myrian B. Eiras das. **Variáveis Fundamentalistas e Retornos das Ações**. São Paulo: Atlas, 2000. - (Coleção COPPEAD de administração).
- DAMODARAN, Aswath. **Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo**. Rio de Janeiro: Qualitymark Ed., 2001.
- FAMA, Eugene F, FRENCH, Kenneth. **The cross-section of expected stocks returns**. Journal of Finance, v. 47, n. 2, p. 427-465, jun.1992.
- FAMA, Eugene F., MacBETH, James D. **Risk, return, and equilibrium: empirical tests**. Journal of Political Economy, v. 81, nº 3. May/June, 1973, pág, 607-636.
- HAUGEN, Robert A. **Os segredos da bolsa**. São Paulo: Pearson Educação, 2000.
- HILL, R., Carter, GRIFFITHS, William, JUDGE, George G.. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999.
- KMENTA, Jan. **Elementos de econometria**. São Paulo: Atlas, 1978.
- LILIEN, D. **Manual do Eviews – QMS – 1998**.

- MADDALA, G.S. **Introduction to econometrics**. 2nd ed. New Jersey: Prentice Hall, Inc. Enflewood Cliffs, 1992.
- MATOS, Orlando Carneiro de. **Econometria básica: teoria e aplicações**.- 2. ed. São Paulo: Atlas, 1997.
- MELLAGI FILHO, Armando, ISHIKAWA, Sérgio. **Mercado financeiro e de capitais**. São Paulo: Atlas, 2000.
- MILLER, Merton H., SCHOLLES, Myron. **“Rate of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings.”** *In Studies in the Theory of Capital Markets*, ed. Michael C. Jensen. Praeger, 1972.
- MOORE, David. **Estatística básica e sua prática**. Rio de Janeiro: LTC, 2000.
- ROLL, Richard. **“A critique of the Capital Asset Theory Test: Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory.”** *Journal of Financial Economics* 4. 1977.
- ROSS, Stephen A., WESTERFIELD, Randolph W., JAFFE, Jeffrey F. **Administração financeira**. São Paulo: Atlas, 1995.
- SCHIEHL, Eduardo. **O efeito da divulgação das demonstrações contábeis no mercado de Capitais Brasileiro: um estudo sobre a variação no preço das ações**. Revista do Conselho Regional de Contabilidade/RS v.25, n. 86, p.28-38. Porto Alegre, jul/set.1996.

CONTATOS VIA INTERNET:

1. Banco Central do Brasil (BACEN) – 0800 992345 – www.bcb.gov.br
2. Banco de Dados da Economatica Ltda – www.economatica.com.br
3. Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) – (11) 233.2000 – www.bovespa.com.br
4. Comissão de Valores Mobiliários (CVM) – (21) 2121.02200 – www.cvm.gov.br
4. Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC) – www.risktech.com.br
5. Bolsa de Mercadorias & Futuros – BM&F – www.bmf.com.br
6. Bibliotecas acessadas: UFGRS - www.ufrgs.br
 UCS - www.ucs.br
 USP - www.usp.br