

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO - PPGA
DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

**APT VERSUS MODELO DE FATOR DE RETORNO ESPERADO: A APLICAÇÃO DE
DUAS FERRAMENTAS DE PREVISÃO DE RETORNOS DAS AÇÕES NA BOVESPA**

Luciano Martin Rostagno

Dissertação de Mestrado apresentada ao
Programa de Pós-Graduação em Administração
da Universidade Federal do Rio Grande do Sul
como requisito parcial para a obtenção do
título de Mestre em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Gilberto de Oliveira Kloeckner

Porto Alegre

2003

*Aos meus pais, Horacio e Mirtha,
pelo amor e carinho.*

AGRADECIMENTOS

Gostaria de registrar meus sinceros agradecimentos a todas as pessoas que contribuíram de forma direta e indireta para a realização deste trabalho, destacando:

- Prof. Dr. Gilberto de Oliveira Kloeckner, orientador e amigo, pela excelente orientação e inúmeros ensinamentos sobre Finanças.
- Prof. Dr. João Luiz Becker, pelas valiosas contribuições envolvendo o método aplicado neste estudo.
- Meus familiares, pelo total apoio e incentivo durante a realização deste trabalho.
- CNPq, Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento, por financiar este trabalho através da bolsa de pesquisa de Mestrado.
- Professores e funcionários do PPGA que contribuem para o ótimo ambiente de pesquisa desta escola.

RESUMO

Apesar da grande evolução, a questão da precificação de ativos encontra-se ainda cercada de incertezas e indefinições quanto à forma como esta deve ser feita. A incerteza por parte dos investidores em relação aos resultados a serem obtidos em suas aplicações no mercado financeiro gera forte demanda por modelos mais precisos quanto à capacidade de quantificação do retorno esperado.

Este trabalho procura, em uma análise preliminar, estudar, utilizando o tratamento estatístico de regressão múltipla, os fatores explicativos dos retornos diferenciais das ações na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) no período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999. Em seguida, visa-se analisar, através de um teste comparativo de desempenho envolvendo simulação de investimentos em *portfolios* de ações, a capacidade do Modelo de Fator de Retorno Esperado de Haugen e Baker (1996) e da APT (*Arbitrage Pricing Theory*) de Ross (1976) em prognosticar os retornos das 70 ações incluídas na amostra. Por fim, levanta-se o perfil de risco e liquidez dos *portfolios* selecionados pelos modelos a fim de verificar a relação risco-retorno.

Os resultados apontaram sete fatores capazes de explicar o retorno diferencial mensal das ações. Contrapondo-se aos pressupostos teóricos, nenhum fator de risco inseriu-se no grupo de fatores selecionados. Já os fatores que apresentaram significância estatística em suas médias, dois inserem-se no grupo liquidez, três referem-se aos parâmetros de valor das ações e dois estão relacionados ao histórico de preços das ações.

Comparando os resultados obtidos pelos modelos inseridos neste estudo, conclui-se que o Modelo de Fator de Retorno Esperado é mais eficiente na tarefa de prever os retornos futuros das ações componentes da amostra. Este, além de ter alcançado uma média de retornos mensais superior, foi capaz de sustentar retorno acumulado superior ao da APT durante todo o período de teste (jan/2000 a dez/2002). Adicionalmente, o uso deste modelo permitiu selecionar *portfolios* com um perfil de menor risco.

Palavras-chave:

Mercado de Capitais - Precificação de Ativos - Modelo de Fator de Retorno Esperado - APT

ABSTRACT

Despite of the great evolution, the question involving asset pricing is still surrounded by uncertainty and undefinitions as how it should be done. The investors' uncertainty about the results to be obtained in their investments on the financial market produces strong demand for more precise models to quantify the expected return.

This work seeks, on a preliminary analysis, to study, using the statistical treatment of multiple regression, the explanatory factors for differential returns of the stocks at Sao Paulo Stock Market (Bovespa), from January 1995 to December 1999. An additional objective consisted in analyzing, by a comparative test of performance involving investments simulation on stocks portfolios, the capability of the Expected Return Factor Model of Haugen and Baker (1996) and APT (Arbitrage Pricing Theory) of Ross (1976) in forecasting the returns of 70 stocks included in the sample. Finally, it was determined the risk and liquidity profile of the selected portfolios by the models in order to verify the risk-return relation.

The results pointed out seven factors capable of explaining the differential monthly return of stocks negotiated at Bovespa. Contradicting theoretical assumptions, none of the risk factors was included in the group of selected factors. However, from the factors that presented statistical significance on the mean, two were included in the liquidity group, three are referred to the value parameters of stocks, and two are related to historical prices of the stocks.

Comparing the results obtained by the models inserted in this study, it was concluded that the Expected Return Factor Model is more efficient on the task of forecasting future returns of stocks composing the sample. Besides of reaching a superior mean on monthly returns, it was able to sustain superior accumulated return than APT for the entire test period (Jan/2000 to Dec/2002). Additionally, the use of this model allowed the selection of stocks with a lower risk profile.

Keywords:

Capital Markets – Asset Pricing – Expected Return Factor Model – APT

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	8
1 Definição do Problema	10
2 Justificativa do Estudo	12
3 Objetivos	14
3.1 Objetivo Geral	14
3.2 Objetivos Específicos	14
4 A TEORIA DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS.....	15
4.1 Introdução	15
4.2 Os Modelos Econômicos de Precificação de Ativos	16
4.2.1 CAPM - <i>Capital Asset Pricing Model</i>	17
4.2.2 APT - <i>Arbitrage Pricing Theory</i>	19
4.2.3 CAPM versus APT - Estudos Comparativos	21
4.3 Ineficiências de Mercado	22
4.4 O Modelo Estatístico de Precificação de Ativos	27
4.4.1 O Modelo de Fator de Retorno Esperado de Haugen e Baker (1996)	27
4.5 Estudos no Mercado Brasileiro.....	29
4.5.1 A Precificação de Ativos no Brasil	29
4.5.2 Ineficiências do Mercado Brasileiro	32
5 MÉTODO	38
5.1 Hipóteses Testadas.....	38
5.2 Tratamento dos Dados	40
5.2.1 Teste I - Fatores Explicativos dos Retornos Diferenciais das Ações	40
5.2.2 Teste II - Simulação de Investimentos.....	47
5.2.3 Teste III - Avaliação de Risco dos <i>Portfolios</i>	54
6 AMOSTRA SELECIONADA.....	55
7 ANÁLISE DOS RESULTADOS	58
7.1 Fatores Seleccionados	58
7.2 Resultados dos Testes de Previsão de Retornos	62
7.2.1 Simulação de Investimentos - Modelo de Fator de Retorno Esperado	62
7.2.2 Simulação de Investimentos - APT (<i>Arbitrage Pricing Theory</i>)	66
7.3 Análise de Risco dos <i>Portfolios</i>	69
7.3.1 Modelo de Fator de Retorno Esperado	69
7.3.2 APT – <i>Arbitrage Pricing Theory</i>	71
7.4 Modelo de Fator de Retorno Esperado versus APT.....	73
CONSIDERAÇÕES FINAIS	76
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	79
ANEXOS	86

LISTA DE TABELAS, QUADROS E FIGURAS

Figura 1: Distribuição da amostra por setor econômico (número de ações)	55
Figura 2: Distribuição da amostra por setor econômico (percentagem do total).....	56
Figura 3: Coeficiente de determinação (R^2) das regressões múltiplas mensais para o período - janeiro de 1995 a dezembro de 1999.....	59
Tabela 1: Resultados encontrados para a média e teste t dos 17 fatores incluídos nas regressões múltiplas mensais no período - janeiro de 1995 a dezembro de 1999	60
Tabela 2: Resultados mensais da simulação utilizando o Modelo de Fator de Retorno Esperado para o período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002	63
Figura 4: Comparação dos retornos acumulados entre os tercís, formados pelo Modelo de Fator de Retorno Esperado, e o índice de mercado da amostra no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002	65
Figura 5: Comparação dos retornos acumulados entre o tercil 3, formado a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado, e os índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002	65
Tabela 3: Resultados mensais da simulação utilizando a APT – <i>Arbitrage Pricing Theory</i> - para o período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002.....	67
Figura 6: Comparação dos retornos acumulados entre os tercís, formados pela APT, e o índice de mercado da amostra no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002.....	68
Figura 7: Comparação dos retornos acumulados entre o tercil 3, formado a partir da APT, e os índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002	69
Tabela 4: Resultados dos testes t (p-value) para diferença de médias da exposição dos tercís, formados a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado, em relação a medidas de risco e liquidez.....	70
Tabela 5: Resultados dos testes t (p-value) para diferença de médias da exposição dos tercís, formados a partir da APT, em relação a medidas de risco e liquidez.....	72
Figura 8: Comparação dos retornos acumulados entre o tercil 3, formado a partir da APT, e o tercil 3, formado a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado, no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002	74
Figura 9: Perfil de risco dos <i>portfolios</i> formados a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado e da APT no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002.....	75
Quadro 1: Ações componentes da amostra.....	87
Quadro 2: Matriz com os betas dos fatores selecionados a partir das regressões <i>stepwise</i> para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999	88
Quadro 3: Matriz com os betas dos fatores incluídos nas regressões múltiplas <i>OLS</i> (<i>Ordinary Least Squares</i>) para o ano de 1995	93
Quadro 4: Matriz com os betas dos fatores incluídos nas regressões múltiplas <i>OLS</i> (<i>Ordinary Least Squares</i>) para o ano de 1996.....	93
Quadro 5: Matriz com os betas dos fatores incluídos nas regressões múltiplas <i>OLS</i> (<i>Ordinary Least Squares</i>) para o ano de 1997	94
Quadro 6: Matriz com os betas dos fatores incluídos nas regressões múltiplas <i>OLS</i> (<i>Ordinary Least Squares</i>) para o ano de 1998	94
Quadro 7: Matriz com os betas dos fatores incluídos nas regressões múltiplas <i>OLS</i> (<i>Ordinary Least Squares</i>) para o ano de 1999	95

INTRODUÇÃO

Modelos de precificação de ativos têm sido freqüentemente utilizados nos diversos mercados de capitais ao redor do mundo. Nota-se, no entanto, uma considerável evolução destes modelos ao longo do tempo. Este aprimoramento reside no grau de sofisticação alcançado. A criação de novas ferramentas tecnológicas no âmbito computacional, a disponibilidade de bancos de dados e a utilização de técnicas estatísticas e econométricas mais complexas contribuíram de forma decisiva para tal processo.

Durante décadas, os modelos de fator foram largamente utilizados por investidores para controlar as diferenças dos rendimentos de suas carteiras de ações e os retornos de índices comparativos. Estes modelos utilizam uma gama diferenciada de fatores *ad hoc*, eficazes na tarefa de previsão do risco das carteiras de ações. Os modelos de fator objetivam explicar e prever a diferença de retorno esperado entre ações através do risco relativo, partindo do pressuposto que os preços no mercado acionário são estabelecidos de forma racional e eficiente. Recentemente, os modelos de fator *ad hoc* passaram a ser utilizados para estimar o retorno esperado das carteiras de ações (HAUGEN, 2000).

O presente estudo procura aplicar dois modelos de previsão de retornos das ações na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), a APT (*Arbitrage Pricing Theory*) e o Modelo de Fator de Retorno Esperado. O primeiro modelo, desenvolvido por Ross (1976), utiliza variáveis exógenas às empresas para prognosticar os retornos das ações. A APT prevê que as sensibilidades de um valor mobiliário a alguns fatores determinam o prêmio de risco. A teoria não especifica quais são esses fatores. Apenas afirma que estes são fatores de âmbito setorial ou macroeconômico responsáveis pela parte do risco que não pode ser anulada com a diversificação. Já o segundo modelo, desenvolvido por Haugen e Baker (1996), baseia-se em *payoffs*¹ referentes às características das próprias ações para obter a diferença entre o retorno esperado de uma ação e o retorno esperado de uma ação com perspectiva de retorno médio. O

¹ A definição de *payoff* encontra-se na seção 2.4.1 onde é relatado o estudo de Haugen e Baker (1996).

modelo une a exposição da ação a cada fator com os valores esperados de *payoffs* dos fatores para, desta forma, determinar o retorno esperado do ativo.

Resultados obtidos utilizando o Modelo de Fator de Retorno Esperado no mercado de ações norte-americano e em outros mercados desenvolvidos mostraram-se, em teste comparativo apresentado por Haugen (2000), muito superiores aos alcançados pelo CAPM e a APT, inferindo uma melhor capacidade do modelo em prognosticar retornos esperados.

1 Definição do Problema

Os estudos de Finanças envolvendo o mercado de capitais davam ênfase, em seus primórdios, à descrição do ambiente de mercado e avaliação de ativos individuais. Nas Finanças modernas o foco mudou para aspectos mais amplos de avaliação. Metodologias de valoração de ativos em conjunto, determinando características mais complexas e riscos intrincados, ocuparam maior espaço (DIMSON E MUSSAVIAN, 1999).

Os dois modelos econômicos de precificação de ativos mais conhecidos são o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) e a APT (*Arbitrage Pricing Theory*). O primeiro modelo, apresentado em publicação por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), pressupõe que a taxa de retorno de todos os ativos de risco é função do beta de mercado², sendo este o único fator de medição do risco. Já o segundo modelo, desenvolvido por Ross (1976), parte do pressuposto básico da impossibilidade de duas carteiras livres de risco apresentarem retornos esperados diferentes, ou seja, a inexistência da oportunidade de arbitragem aos investidores. A APT, como é chamada, determina o prêmio de risco dos ativos através da sensibilidade das ações a fatores exógenos às empresas. De acordo com o modelo, a relação entre o retorno esperado e as várias sensibilidades aos fatores (betas) deve apresentar relação linear, podendo ter inclinação positiva ou negativa. Nos modelos econômicos o risco relativo é o fator determinante da taxa de retorno das ações.

Apesar de calcados em teorias econômicas robustas, estes modelos utilizam pressupostos muito rígidos para sustentar a sua aplicabilidade. Eficiência de mercado, ausência de oportunidades de arbitragem e comportamento racional por parte dos investidores são os principais pressupostos assumidos, principalmente pelo CAPM. Fazendo uma análise crítica destes pressupostos, pode-se afirmar que os modelos apresentam como alicerces suposições inconsistentes com a realidade do mercado. Evidências empíricas dão suporte a tal crítica. Apenas para citar alguns, Rozeff e Kinney (1976), Keim (1983), Basu (1983), French (1980), DeBondt e Thaler (1985) e Jegadeesh e Titman (1993).

² A definição do beta de mercado de um ativo pode ser encontrada na seção 2.2.1.

Na tentativa de descartar padrões caracterizadores dos modelos de previsão, como a exigência de comportamento econômico racional e eficiência de mercado, Haugen e Baker (1996) desenvolveram um modelo estatístico de precificação de ativos, denominado Modelo de Fator de Retorno Esperado. Este modelo, baseado em *payoffs* referentes às características das próprias ações (fatores), conta com um número de determinantes do retorno esperado superior aos previstos pelo CAPM e a APT. Resultados obtidos em mercados desenvolvidos apontaram regularidade dos fatores capazes de explicar as diferenças relativas dos retornos entre as ações. A explicação para tal fato, segundo os autores, reside nos aspectos comuns do comportamento humano nos diversos mercados. Os investidores tendem a supervalorizar as informações mais recentes, decorrentes da idéia imprecisa da verdadeira duração do curto prazo, e estão sujeitos aos mesmos problemas de agência. Além disto, utilizando os fatores levantados, o Modelo de Fator de Retorno Esperado demonstrou, em todos os mercados testados, consistente superioridade em prever retornos futuros de ações em relação aos dois modelos econômicos supracitados.

Finalmente, a determinação dos fatores com maior poder de explicação dos retornos das ações em um mercado diferente ao dos países desenvolvidos, como é o caso do mercado de capitais brasileiro, é importante para verificar se há diferenciação dos fatores ou se estes permanecem inalterados mesmo em um mercado de características distintas. Adicionalmente, através da apresentação de um modelo capaz de avaliar os ativos em um mercado de condições adversas, promove-se maior compreensão do processo de formação do preço dos ativos neste tipo de mercado.

2 Justificativa do Estudo

Apesar da grande evolução, a questão da precificação de ativos encontra-se ainda cercada de incertezas e indefinições quanto à forma como esta deve ser feita. A incerteza por parte dos investidores quanto aos resultados a serem obtidos em suas aplicações no mercado financeiro gera forte demanda por modelos mais precisos quanto à capacidade de quantificação do retorno esperado.

Pode-se dizer que a informação é o principal insumo dos modelos de precificação de ativos. Como afirmado por Damodaran, “... todo ativo, seja financeiro ou real, tem valor. A chave para investir nesses ativos e gerenciá-los com sucesso não reside na compreensão do montante desse valor, mas nas fontes de valor” (1997, p.1). Desta forma, saber identificar as informações realmente importantes, a fim de proporcionar aos modelos verdadeiro poder de previsão de retornos, é o grande desafio imposto aos desenvolvimentistas destas técnicas.

No Brasil, estudos têm apresentado apenas a aplicação de modelos econômicos de precificação de ativos, como o CAPM e a APT. O Modelo de Fator de Retorno Esperado, ao que tudo indica, sequer foi testado no país. As pesquisas nesta área encontram-se ainda em âmbito limitado e insatisfatório. A realização de estudos adicionais envolvendo diferentes modelos de precificação de ativos é importante para suprir a necessidade de melhor entendimento da dinâmica de formação do preço dos ativos no mercado acionário brasileiro.

A justificativa para a realização deste estudo reside, primeiramente, na necessidade de estudo dos fatores determinantes dos retornos das ações na Bovespa. A partir deste conhecimento pode-se entender melhor a precificação dos ativos negociados no país. Verificando quais fatores (extrínsecos ou intrínsecos às características das ações) são capazes de fornecer aos modelos que os utilizam maior poder de prognosticar retornos de ações, pode-se oferecer subsídios para detectar aspectos determinantes dos retornos dos ativos transacionados no mercado de capitais brasileiro.

Adicionalmente, este trabalho procura verificar se a relação risco-retorno, uma das bases das teorias de Finanças, é incorporada na precificação dos ativos mobiliários do país. A abordagem desse aspecto é particularmente importante uma vez que permite verificar a presença de ineficiências no mercado brasileiro. A identificação de imperfeições de mercado contribui para o seu aprimoramento e, conseqüente, desenvolvimento.

3 Objetivos

3.1 Objetivo Geral

O presente estudo visa aplicar dois modelos de previsão de retornos de ativos, APT e Modelo de Fator de Retorno Esperado, no mercado acionário brasileiro para verificar e comparar o desempenho das distintas técnicas.

3.2 Objetivos Específicos

Os objetivos específicos consistem nas metas a serem cumpridas para se atingir o objetivo geral proposto. O presente estudo propõe três objetivos específicos:

- estudar os fatores explicativos dos retornos diferenciais das ações de empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo;
- analisar, através de teste comparativo de desempenho, qual modelo, a APT ou o Modelo de Fator de Retorno Esperado, é mais eficaz na tarefa de prognosticar retornos esperados de ações no mercado brasileiro;
- analisar o perfil de risco e liquidez dos *portfolios* de diferentes desempenhos a fim de verificar e avaliar a relação risco-retorno.

4 A TEORIA DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS

Este capítulo aborda a questão da formação de preço dos ativos no mercado de capitais do Brasil e do mundo. Seu objetivo é obter um posicionamento quanto ao estágio em que se encontra a pesquisa em Finanças envolvendo modelos de precificação de ativos através da apresentação e descrição dos resultados obtidos em estudos empíricos.

4.1 Introdução

A área de Finanças tem apresentado considerável evolução nas últimas décadas. Muitos conceitos foram aprimorados e novas bases teóricas têm sido desenvolvidas. Dentre estas, está a fundamentação envolvendo a relação de risco e retorno, foco principal dos modelos econômicos de determinação de preços de ativos.

Segundo Dimson e Mussavian (1999) as Finanças modernas estão basicamente calcadas em três princípios básicos:

- a) os mercados são altamente eficientes;
- b) os investidores exploram todas as oportunidades de arbitragem;
- c) os investidores agem de forma racional no mercado.

A importância do conceito de eficiência de mercado nos modelos de precificação de ativos é notória. Este conceito tem sido utilizado como base teórica na maioria dos modelos de preços desenvolvidos por economistas-financeiros. O mercado eficiente é aquele no qual todas as informações geradas e disponíveis são instantaneamente incorporadas ao preço corrente das ações. Partindo do princípio que estas informações são independentes e imprevisíveis pode-se deduzir que as variações de preço das ações em um mercado eficiente comportam-se como um *random walk* ou caminho aleatório. Torna-se, portanto, impossível a obtenção de lucros extraordinários através do uso da informação. No mercado eficiente é

possível apenas obter taxas de retornos normais ou de equilíbrio nos investimentos no longo prazo. Os preços praticados no mercado eficiente são preços justos que refletem o valor real das ações (ROSS, WESTERFIELD E JAFFE, 1995).

Já o processo de arbitragem se caracteriza pela compra de um ativo no mercado a um determinado preço e venda simultânea de um ativo com características idênticas ao anterior a um preço superior. A arbitragem possibilita gerar lucros sem qualquer custo ou risco. Entretanto, a presença de investidores astutos que aproveitam qualquer oportunidade de lucro nos mercados diminui significativamente as chances de realização de negócios por arbitragem. Pode-se concluir que mercados mais desenvolvidos proporcionam menores possibilidades de arbitragem.

A questão central envolvendo a racionalidade do mercado determina a relação, sempre necessária, de equilíbrio entre risco e retorno. Assim, diante de duas possibilidades de investimento apresentando a mesma taxa de retorno esperada, o investidor racional optará por aquela que incidir em menor risco ou, igualmente, entre duas alternativas de mesmo risco a escolha será por aquela que possuir maior retorno esperado. Tal fato, força a relação a um equilíbrio devido à concentração de investimentos em determinado ativo. Desta forma, pressupõe-se que todos os investimentos devem fornecer uma remuneração justa ao nível de risco intrínseco.

4.2 Os Modelos Econômicos de Precificação de Ativos

A teoria moderna do *portfolio* tem como marco inicial o trabalho de Markowitz (1952), com o modelo de otimização da carteira. O modelo consiste em uma ferramenta para compor carteiras de ações e propõe uma solução geral para o problema de seleção de *portfolio* baseado na maximização da utilidade esperada do investidor. Segundo Dimson e Mussavian (1999) a maior contribuição da ferramenta de Markowitz para estudos posteriores, mais precisamente para aqueles envolvendo a relação risco e retorno, foi a distinção entre a variabilidade dos retornos de uma ação individual e a sua contribuição para o *portfolio* de menor risco. O modelo permitiu identificar o conjunto de *portfolios* que fornecem a maior taxa de retorno esperada para um determinado nível de risco ou o menor nível de risco para determinada taxa de retorno esperada (fronteira eficiente). A ferramenta de Markowitz

mostrava ao investidor como escolher as ações de comportamento distinto para compor a sua carteira a fim de reduzir o desvio padrão do retorno do seu *portfolio*.

Posteriormente, a teoria do *portfolio* juntamente com a idéia de equilíbrio de mercado³, serviram como base para o desenvolvimento dos modelos econômicos determinantes dos preços de ativos (COSTA JR., LEAL E LEMGRUBER, 2000).

4.2.1 CAPM – *Capital Asset Pricing Model*

O primeiro modelo econômico de precificação de ativos amplamente conhecido foi apresentado em publicação por Sharpe (1964) e, subseqüentemente, por Lintner (1965) e Mossin (1966), denominado *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*. O modelo pressupõe que a taxa de retorno de cada ativo de risco é função do seu beta⁴, sendo este o único fator de medição do risco. O beta denota a sensibilidade do retorno de um ativo individual às variações do retorno da carteira que representa o mercado. O CAPM procura identificar a relação entre o risco de mercado e a taxa de retorno esperada para qualquer *portfolio* eficiente (linha de mercado de títulos). O modelo parte da suposição que todos os investidores são avessos ao risco e que estes utilizam, de forma indiscriminada, a ferramenta desenvolvida por Markowitz para selecionar suas carteiras de ações. A eficiência do *portfolio* de mercado implica uma relação linear e positiva entre o retorno esperado e o grau de risco do título. Das conclusões principais do CAPM, extrai-se que o risco relevante de uma ação individual reside na sua contribuição para o risco de um *portfolio* bem diversificado. Assim, o risco diversificável ou não sistemático de títulos individuais, ou seja, risco individual e associado às particularidades que afetam cada ativo e que pode ser eliminado através de uma carteira diversificada, mostra-se irrelevante na determinação da composição do *portfolio*. Na escolha de uma carteira bem diversificada, o risco total de um título individual não é importante, justificando atenção apenas à parte do risco do título que não pode ser eliminado com a diversificação, ou seja, o risco inerente a todos os ativos e associado a fatores

³ “No equilíbrio de mercado a oferta agregada é igual à demanda agregada de um título” (COSTA JR., LEAL E LEMGRUBER, 2000, p.82).

⁴ O beta de um ativo é definido estatisticamente como sendo a covariância do retorno do ativo com o da carteira representativa do mercado dividida pela variância do retorno dessa carteira (ROSS, WESTERFIELD E JAFFE, 1995).

macroeconômicos que contribui para o risco da carteira como um todo: o risco sistemático ou de mercado.

Após a sua criação, o CAPM foi alvo de inúmeros estudos que ansiavam em verificar a sua validade. Aparentemente, o modelo está calcado em suposições muito restritivas em relação ao funcionamento do mercado. Segundo Dimson e Mussavian (1999), os primeiros testes surgiram na década de 70. Black (1972), com a versão denominada zero-beta CAPM, mostrou que o modelo não era aplicável quando não havia a possibilidade do investidor tomar dinheiro emprestado à taxa livre de risco. Por outro lado, Brennan (1970) não encontrou falhas no modelo quando inseridos os impostos e Williams (1977) validou o modelo após o relaxamento da suposição de que os investidores possuem expectativas homogêneas em relação ao retorno esperado dos ativos.

Também, segundo Dimson e Mussavian (1999), foi a partir da década de 70 que surgiram os primeiros testes empíricos acerca do modelo. O destaque fica para o estudo de Roll (1977) que mostrou que para se testar de forma robusta o modelo do CAPM é necessária a formação de uma carteira de mercado que inclua todos os ativos que possam gerar riqueza. Caso contrário, o autor afirma que qualquer teste do modelo não passaria de um teste de eficiência do índice utilizado como *proxy* do índice de mercado.

Com o suporte fornecido pelo desenvolvimento tecnológico, avanços das técnicas estatísticas e maior disponibilidade de dados, os testes acerca do CAPM se tornaram, com o passar dos anos, gradativamente mais profundos. Surgiu, então, um maior número de trabalhos identificando contradições empíricas do modelo. Questionamentos acerca da adequação dos pressupostos do CAPM à realidade do mercado de capitais foram prontamente apresentados por estudiosos⁵ (COSTA JR., LEAL E LEMGRUBER, 2000).

Percebendo as várias limitações do CAPM, pesquisadores procuraram, então, aperfeiçoar o modelo através de alterações na forma de cálculo do beta. Merton (1973), por exemplo, desenvolveu o cálculo do beta “ajustado” promovendo uma melhor indicação, em relação ao beta obtido através de dados históricos, da volatilidade relativa futura das ações. O modelo chamado CAPM Intertemporal (ICAPM) modificou o modelo tradicional de precificação de

⁵ A maioria dos trabalhos envolvendo testes de validação do modelo CAPM testa também a hipótese de eficiência de mercado. Por isso, estes serão apresentados na seção 4.3 Ineficiências de Mercado.

ativos através da incorporação do caráter contínuo do tempo e da inclusão de dois fatores de risco. O resultado importante obtido foi a revelação da necessidade de aplicação de múltiplos fatores de risco para explicar o preço dos ativos em um ambiente econômico dinâmico.

4.2.2 APT - *Arbitrage Pricing Theory*

Seguindo a tendência apontada por Merton (1973), Ross (1976) desenvolveu a APT (*Arbitrage Pricing Theory*), modelo alternativo que buscava superar as falhas e limitações do modelo CAPM até então evidenciadas. A idéia foi a de construir um modelo de múltiplos fatores que incorporasse as diversas fontes de risco dos ativos da economia.

A APT tem como pressuposto básico a impossibilidade de haver preços diferentes para dois ativos com o mesmo fluxo de caixa; caso contrário, a diferença seria prontamente eliminada pelo processo de arbitragem. O modelo prevê que a sensibilidade de um valor mobiliário a alguns fatores determina o prêmio de risco. A relação entre o retorno esperado e as várias sensibilidades aos fatores (betas) deve apresentar relação linear, podendo ter inclinação positiva ou negativa. A teoria não especifica quais são esses fatores, apenas, afirma que estes são fatores de âmbito setorial ou macroeconômico responsáveis pela parte do risco que não pode ser anulada com a diversificação. A outra parte do risco, a diversificável, é tratada pela APT como sendo o risco específico de cada ação. Esta surge de eventos exclusivos a cada empresa.

Após o desenvolvimento da APT, os estudos envolvendo o modelo passaram a focar aspectos referentes ao número adequado de fatores a serem usados (ROLL E ROSS, 1980; BROWN E WEINSTEIN, 1983; CONNOR E KORAJCZYK, 1993) e à determinação destes fatores (CHEN, ROLL E ROSS, 1986; CHENG, 1995).

Roll e Ross (1980) aplicaram testes empíricos para identificar o número de fatores capazes de explicar as mudanças de preço de ações norte-americanas. A técnica estatística utilizada no estudo foi a análise fatorial e a amostra envolveu ações individuais coletadas no período de 1962 a 1972. O resultado apontou que pelo menos três, mas que provavelmente quatro fatores, deveriam ser incluídos para efetuar-se a análise usando a APT.

Uma outra forma geral de teste de equilíbrio dos modelos de precificação de ativos, principalmente da APT, é apresentada por Brown e Weinstein (1983). Para validar a abordagem sugerida, os autores aplicam o teste para o caso em que o número de fatores representativos do modelo de Ross é pré-definido. Examinando a variação do número de fatores e organizando as ações de acordo com o setor da empresa, os autores encontram que o número de variáveis econômicas que afetam o retorno das ações no mercado norte-americano corresponde a três fatores.

Connor e Korajczyk (1993) testaram a APT para verificar se o efeito indústria exerce influência na determinação do número de fatores a serem empregados pelo modelo. Aplicando um modelo fatorial sobre uma amostra dividida em 5 períodos compostos por 60 meses cada, os autores encontraram indícios de forte decréscimo no poder de explicação dos fatores à medida que estes foram sendo adicionados. Tal fato revelou a importância da estrutura fatorial nos testes empíricos acerca da APT. Além disso, o estudo apontou a presença de 3 a 6 fatores sistemáticos na determinação do risco dos ativos de mercado.

Ressaltando aspectos importantes deste tipo de estudo, Chamberlain e Rothschild (1983) afirmam que o número de fatores da APT não é constante, variando com o número de ações componentes da amostra. Segundo os autores, a condição necessária para que os retornos e os fatores apresentem relação linear é que o último cresça com o aumento do número de ações. Assim, para se determinar o número de fatores é necessário verificar o aumento sequencial das ações observando também o aumento relativo dos fatores e estabelecer o número convergente da relação. Adicionalmente, Trzcinka (1986) ressalta que o número de fatores varia de acordo com o tipo de abordagem do estudo. As diferentes definições de fatores geram números distintos. Segundo o autor, o número de fatores gerados a partir de uma análise fatorial tradicional é, necessariamente, igual ou maior ao número de fatores definidos pelo método que utiliza autovalores.⁶

Procurando identificar o conjunto de variáveis econômicas que exercem influência sistemática nos retornos das ações no mercado norte-americano e, conseqüentemente, impactando na formação dos preços dos ativos, Chen, Roll e Ross (1986) realizaram testes do modelo envolvendo o período de janeiro de 1953 a novembro de 1983. Nos resultados os

⁶ Para uma discussão detalhada do assunto, consultar - Trzcinka, C. *On the Number of Factors in the Arbitrage Pricing Model*, Journal of Finance, 347-368, 1986.

autores encontraram, como variáveis de maior poder de explicação para os retornos esperados, a taxa de mudança na produção industrial, variações no prêmio pelo risco⁷ e mudanças na curva de rendimento⁸ e, como variável de menor poder de explicação, porém apresentando resultado considerado ainda significativo, mudanças na taxa de inflação.

Cheng (1995) realizou teste semelhante ao de Chen, Roll e Ross (1986) no mercado inglês para o período de janeiro de 1965 a dezembro de 1988. Neste mercado, o fator relacionado aos índices de mercado foi o que se apresentou mais significativo com respeito à capacidade de explicação dos retornos mensais das 61 ações incluídas na amostra.

4.2.3 CAPM versus APT – Estudos Comparativos

Diante de modelos distintos de precificação de ativos (CAPM e APT), alguns estudos procuraram confrontar as duas técnicas para identificar qual modelo apresentaria resultados mais condizentes com a realidade do mercado.

Fama e French (1992, 1993) e Ball, Kothari e Shanken (1995), apesar de sustentarem a hipótese de mercado eficiente, detectaram inconsistência do poder de previsão do modelo CAPM em relação à natureza do prêmio de risco e declararam que esta falha poderia ser superada com um modelo de multifatores, ou seja, um modelo mais próximo da APT. Os estudos concluem que as diferenças dos retornos esperados das ações são produto de diversos prêmios de risco.

Utilizando uma abordagem parecida à APT, Fama e French (1996) procuraram, então, ajustar o retorno das ações ao risco utilizando dados provenientes do mercado acionário norte-americano. No estudo, os autores usaram um modelo de três fatores para suprir as deficiências detectadas do modelo CAPM e, assim, conseguir melhores resultados através da eliminação das chamadas anomalias nos retornos das ações. Apesar dos bons resultados alcançados pelo modelo proposto, a presença de continuidade dos retornos no curto prazo se mostrou como uma lacuna do modelo.

⁷ Os autores definem como prêmio de risco, a diferença entre a taxa de retorno de títulos privados de longo prazo de empresas de classificação Baa ou inferior e dos títulos de dívida pública de longo prazo.

⁸ A curva de rendimento é definida no estudo como sendo a diferença na taxa de retorno entre títulos de dívida pública de curto e longo prazo.

Fazendo uma análise comparativa entre os dois modelos de precificação de ativos até então apresentados, pode-se notar que a APT se apresenta como um modelo mais amplo e sofisticado em relação ao CAPM. A APT é um modelo mais abrangente uma vez que utiliza múltiplos fatores, estes ignorados pelo CAPM. O maior número de fatores, apesar da dificuldade na determinação de quais os mais adequados, permite à APT medir, de forma mais precisa, os retornos esperados. O *portfolio* de mercado, que no CAPM exerce papel principal e único na determinação do prêmio de risco, na APT se apresenta apenas como mais um dos possíveis fatores escolhidos para determinar o prêmio de risco do *portfolio*. É importante salientar, que o beta de mercado não necessariamente garante presença no conjunto de fatores da APT, sendo este, dependendo da sua significância, perfeitamente descartável. Pode-se afirmar que o CAPM se apresenta como um caso específico da APT (BREALEY E MYERS, 2000).

4.3 Ineficiências de Mercado

Tanto o CAPM como a APT, estão calcados na suposição de que os mercados são altamente eficientes. A comprovação de rejeição desta hipótese compromete a validade e, portanto, a aplicabilidade destes modelos. Cientes da importância de tal suposição, estudiosos procuraram testar a hipótese de eficiência de mercado nos diversos mercados mundiais.

Um dos primeiros trabalhos levantando fortes evidências que fornecem suporte a hipótese de eficiência de mercado foi realizado por Fama (1970). Fama estabeleceu as seguintes condições necessárias para que um mercado seja eficiente:

- a) custos de transação zero;
- b) todas as informações estão disponíveis e a custo zero para os investidores;
- c) os investidores possuem expectativas homogêneas.

Neste estudo, o autor descreve três formas de eficiência de mercado: A forma fraca – onde o preço corrente das ações reflete todo o seu histórico de valor, ou seja, toda a informação

contida nos preços passados é inteiramente incorporada nos preços correntes; a forma semi-forte – na qual o preço da ação incorpora instantaneamente toda nova informação pública disponível, impossibilitando aos investidores alcançar maiores lucros tentando encontrar ativos incorretamente precificados, o que somente poderia ser feito através de informações privilegiadas e; a forma forte – em que toda informação, inclusive as confidenciais, estão refletidas no preço corrente dos ativos, não permitindo assim que a utilização de informação privilegiada por parte de um investidor promova retornos extraordinários.

Apesar de outros estudos sustentarem a hipótese de mercados eficientes, surgiram, mais recentemente, inúmeros trabalhos revelando uma gama de anomalias do mercado, contradizendo a hipótese de mercados eficientes. Evidências de que os retornos relativos das ações podem ser previstos utilizando-se fatores, sustentam críticas em relação a esta hipótese, amplamente difundida.

Um dos primeiros estudos seguindo esta linha de pensamento foi realizado por Rozeff e Kinney (1976). Neste estudo, os autores detectaram uma atipicidade no comportamento do mercado de ações norte-americano em determinado mês do ano. Os resultados encontrados informaram altos retornos relativos no mês de janeiro, para um índice de ações ponderado igualmente.

Analisando o efeito final de semana, French (1980) constatou que o retorno esperado de mercado para as segundas-feiras nos Estados Unidos, ao contrário dos outros dias da semana, apresenta-se significativamente negativo. Estudo similar foi realizado por Jaffe e Westerfield (1985) identificando o comportamento diário dos retornos das ações em cinco países. Para os Estados Unidos, Canadá e Inglaterra o resultado obtido foi o mesmo alcançado por French. Já no caso do Japão e Austrália o padrão negativo observado ocorreu nas terças-feiras, sendo praticamente nulo nas segundas-feiras.

Banz (1981) encontrou influência do tamanho da empresa na determinação da taxa de retorno esperada para um período de 40 anos (1936-1975) no mercado norte-americano. Ele evidenciou que o valor de mercado da empresa promove explicação adicional ao beta de mercado na determinação dos retornos esperados. O estudo revelou que empresas menores, com baixo valor de mercado, apresentam taxa média de retorno alta em relação ao seu beta estimado e que empresas com alto valor de mercado somam relação inversa.

Keim (1983) procurou estabelecer, também no mercado norte-americano, o relacionamento entre o efeito tamanho e o efeito janeiro. O efeito tamanho relaciona o retorno ao valor de mercado das ações da empresa. O resultado do estudo demonstrou que as empresas pequenas proporcionaram retornos ajustados ao risco significativamente superiores às empresas grandes. Além disto, o estudo revelou que o mês de janeiro concentra 50% da magnitude do efeito tamanho e que os cinco primeiros dias úteis do ano respondem por 26% deste efeito.

Basu (1983) afirma que adicionar o fator relação lucro/preço ao teste contendo tamanho da empresa e beta de mercado, promove resultados ainda mais precisos na determinação do retorno esperado das ações nos EUA. Neste estudo foi detectada uma relação positiva entre o retorno médio e a razão lucro/preço das ações. Assim, ações de empresas que apresentam lucros correntes relativamente altos tendem a produzir retornos futuros relativos elevados.

Outro estudo importante é o de Fama e French (1992). Nele os autores não detectaram relação histórica entre os retornos das ações e o respectivo beta de mercado. Não obstante, o estudo revelou que as variáveis, tamanho da empresa e razão entre o valor contábil e valor de mercado da empresa (*book-to-market ratio*), apresentam melhor relação histórica com o retorno das ações. Individualmente, os resultados demonstraram que empresas menores fornecem retornos relativos superiores aos seus investidores e, similarmente, concluiu-se que as empresas com maior razão valor contábil/valor de mercado oferecem maiores rendimentos. Entretanto, o estudo revelou que, em conjunto, estas variáveis não apresentam relação de tendência com os retornos das ações. Para Fama e French estes resultados sugerem à associação de características multidimensionais do risco, não sendo este, portanto, relacionado unicamente ao beta.

Estudo similar ao de Fama e French (1992), envolvendo seis países⁹, foi realizado por Sharpe, Capaul e Rowley (1993). O estudo confirmou os resultados obtidos por Fama e French em todos os países.

⁹ Os países incluídos no estudo foram: Estados Unidos, Alemanha, França, Reino Unido, Japão e Suécia.

Entretanto, para Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) e Haugen (1995) as evidências fornecidas pelo estudo de Fama e French (1992) e Sharpe, Capaul e Rowley (1993) derivam da atitude do mercado de subavaliar as ações de valor (ações com perspectivas de crescimento abaixo da média) e superavaliar as ações de crescimento (ações com perspectivas de crescimento acima da média). Para estes autores tal fato é que seria responsável pelo prêmio do retorno médio das ações de valor. Eles afirmam que os erros na precificação das ações causam distorções nos modelos de retornos, podendo provocar confusões sobre a verdadeira natureza da relação risco e retorno esperado.

Evidências adicionais, confirmando a hipótese de que as ações de valor apresentam retornos superiores às ações de crescimento devido às expectativas aparentemente equivocadas dos investidores sobre lucros futuros, é apresentada por La Porta, Lakonishok, Shleifer e Vishny (1997). Para estes autores, as ações de crescimento são sistematicamente supervalorizadas pelo mercado enquanto que as ações de valor são subvalorizadas. Corroborando a esta hipótese Chopra, Lakonishok e Ritter (1992) encontram evidências de que o efeito de sobre-reação às boas e más notícias é mais significativo entre ações de empresas menores.

Já outros estudos procuraram estabelecer relação entre retorno e tempo de posse dos ativos. Jegadeesh e Titman (1993), por exemplo, identificaram continuidade no padrão dos retornos para o curto prazo. Ações com retornos altos nos últimos doze meses tendem a oferecer bons retornos futuros. Para o curtíssimo prazo (menor que um mês), Jegadeesh (1990) e Lehmann (1990) evidenciaram reversão nos retornos. Para estes autores selecionar ações baseando-se nos retornos alcançados pelo ativo na última semana ou mês poderia gerar retornos anormais significativos. Para o longo prazo (2 a 5 anos), DeBondt e Thaler (1985) encontraram tendência de reversão dos retornos. Ações que obtiveram baixo rendimento no passado, no longo prazo, tenderiam a viabilizar retornos futuros altos, sugerindo a ocorrência de reação exagerada em relação à informação por parte dos investidores ao precificar as ações.

Para Haugen, os padrões de reversão observados no curtíssimo prazo também acontecem devido à reação exagerada do mercado às informações mais recentes. Para o autor:

Se a reação do mercado à informação inicial fosse imparcial, a informação nova e semelhante obviamente teria a mesma chance de impulsionar o preço das ações na direção oposta a sua reação à informação inicial. Porém, se o mercado superestimasse a informação inicial, as chances seriam de uma reversão. Se a informação inicial fosse positiva, o preço subiria, refletindo uma previsão excessivamente otimista. Assim, haveria uma chance maior de decepção no futuro – exageros seguidos de correções. (2000, p.129)

Entretanto, Jegadeesh (1990) e Jegadeesh e Titman (1991) fornecem evidências de que o padrão de reversão dos retornos no curtíssimo prazo não se relaciona à reação exagerada do mercado às boas ou más notícias e, sim, devido à pressão no preço no curto prazo ou à falta de liquidez no mercado. Os autores afirmam que esta estratégia de investimento exige atividade intensiva de transação e está relacionada aos movimentos de preço no curto prazo.

Haugen rebate tal explicação questionando o tempo de duração das reversões afirmando que “embora essa sucessão de eventos¹⁰ aparentemente tenha sentido, parece estranho que as reversões durem o tanto que duram” (2000, p.129).

Procurando invalidar as conclusões obtidas pelos trabalhos que questionam a validade do pressuposto de mercados eficientes, vários estudos têm proposto a presença de viés nos resultados apontados. Kothari, Shanken e Sloan (1995) e Brown, Goetzmann e Ross (1995) citam, como fator estimulante da capacidade do poder de previsão dos retornos, o viés de sobrevivência. Tal fato aconteceria quando as empresas que se tornam inativas durante o período em análise são sistematicamente excluídas, causando tendência positiva nos resultados dos testes realizados. Já Black (1993) e Lo e MacKinlay (1990) sugerem que os resultados dos testes realizados são decorrentes de uma “espionagem” de dados executada anteriormente à sua rodagem. Isto significa que os pesquisadores, tomando conhecimento de estudos previamente realizados, procuram utilizar os fatores e os dados que forneçam resultados de acordo com suas crenças.

Acrescentando a todas as evidências apontadas para ineficiência dos mercados, Haugen (2000) afirma ainda que, mesmo que os mercados sejam eficientes, os determinantes dos retornos esperados das ações não estariam ligados exclusivamente aos fatores de risco, devido à presença de impostos e aos custos relacionados à liquidez diferencial das ações. Desta

¹⁰ A sucessão de eventos a qual Haugen se refere é a explicação, feita em etapas pelo próprio autor, de como a pressão do preço pode induzir ao padrão de reversão no curtíssimo prazo.

maneira, os modelos tradicionais de precificação de ativos continuariam sendo inválidos dentro da realidade de mercado.

Por fim, pode-se afirmar que o assunto envolvendo testes de eficiência de mercado permanece ainda controverso e repleto de incertezas. Estudos adicionais são necessários e pertinentes para esclarecer as dúvidas que ainda pairam sobre a questão.

4.4 O Modelo Estatístico de Precificação de Ativos

Durante décadas, os modelos de fator foram largamente utilizados por investidores para controlar as diferenças dos rendimentos das carteiras de ações possuídas e os retornos de índices comparativos. Estes modelos utilizavam uma gama diferenciada de fatores *ad hoc*, eficazes na tarefa de previsão do risco da carteira de ações. Nestes modelos, os fatores explicam e predizem a diferença de retorno esperado entre ações através do risco relativo, partindo do pressuposto que os preços no mercado acionário são estabelecidos de forma racional e eficiente. Recentemente, os modelos de fator *ad hoc* passaram a ser utilizados para estimar o retorno esperado das carteiras de ações utilizando, para isto, ferramentas estatísticas (HAUGEN, 2000).

4.4.1 O Modelo de Fator de Retorno Esperado de Haugen e Baker (1996)

Na tentativa de descartar padrões caracterizadores dos modelos de previsão, como a exigência de comportamento econômico racional e eficiência de mercado, Haugen e Baker (1996) desenvolveram o Modelo de Fator de Retorno Esperado. O modelo, baseado em *payoffs*¹¹ referentes às características das próprias ações (fatores), conta com um número de determinantes do retorno esperado bem maior que os previstos pelo CAPM e a APT.

Através do Modelo de Fator de Retorno Esperado, Haugen e Baker (1996) procuram minimizar os fatores causadores de viés na previsão do retorno das ações. A amostra utilizada

¹¹ O *payoff* de um fator é o coeficiente da reta de regressão padronizado referente a este fator. A padronização é o processo de transformação das variáveis no qual estas passam a ter média zero e desvio-padrão igual a um. O *payoff* indica, portanto, quanto o fator “paga” por desvio-padrão distante da média.

pelos autores teve como base as ações representantes do índice Russell 3000¹² para o período de 1979 a 1993. Para estimar os *payoffs* mensais no período foram empregados fatores relacionados ao risco, liquidez, barateamento, rentabilidade e histórico dos retornos das ações. Foram realizadas regressões múltiplas determinando os *payoffs* associados aos diversos fatores (média dos coeficientes de regressão padronizados) e posterior ordenação dos fatores de acordo com a segurança estatística (valor absoluto do *t* estatístico das médias) de cada fator. Dos resultados foram extraídos 12 fatores considerados importantes na determinação do retorno esperado das ações. Surpreendentemente, nenhum fator de risco apresentou-se no conjunto dos mais importantes. Isto quer dizer que nenhum dos coeficientes beta, relacionado ao mercado ou APT, obteve valores de *t* significativos.

Os autores também utilizaram o mesmo modelo de fatores para determinar, de forma bastante precisa, o retorno futuro relativo de ações em cinco países.¹³ O resultado para todos os países, surpreendentemente, demonstrou que as ações de menor risco apresentam a maior taxa de retorno esperada e realizada (*payoffs* negativos para o coeficiente de endividamento, variabilidade do retorno mensal de uma ação e variabilidade no retorno das ações não explicada pelo movimento do mercado). Neste estudo, foram também constatados padrões de reversão no curto prazo (*payoffs* negativos sobre os retornos de um a três meses) e longo prazo (*payoffs* negativos sobre o retorno de cinco anos) nos retornos das ações; impulso de médio prazo (*payoffs* positivos para o retorno de 12 meses); padrões de irreversibilidade para as medidas de barateamento (*payoffs* positivos nas relações valor contábil/preço, fluxo de caixa/preço, rendimentos/preço e vendas/preço) e de rentabilidade (*payoffs* positivos no retorno sobre o patrimônio). O estudo ressalta, também, o fato que os determinantes mais importantes dos retornos esperados das ações se mostraram uniformes entre os países inseridos no teste. A explicação para isto, segundo os autores, reside nos aspectos comuns do comportamento humano nos diversos mercados. Os investidores tendem a supervalorizar as informações mais recentes, decorrentes da idéia imprecisa da verdadeira duração do curto prazo, e estão sujeitos aos mesmos problemas de agência.

Os resultados conseguidos pelo modelo desenvolvido por Haugen e Baker (1996) mostraram-se, em teste comparativo apresentado por Haugen (2000), muito superiores aos

¹² O índice Russel 3000 é composto pelas 3000 ações mais negociadas nos Estados Unidos.

¹³ Os países inseridos no teste foram: Estados Unidos, França, Alemanha, Japão e Grã-Bretanha.

alcançados pelos modelos CAPM e APT, demonstrando uma melhor capacidade do Modelo de Fator de Retorno Esperado em prognosticar retornos esperados de ações.

Finalmente, pode-se afirmar que a diferença básica entre os modelos de fator de risco e retorno esperado reside no fato que o modelo de fator de risco utiliza fatores exógenos (como inflação, produção industrial, preço da gasolina, beta de mercado), para explicar as correlações¹⁴ entre os retornos das ações, sendo a estimativa do risco obtida unindo-se as exposições do fator (betas de macrofatores) com a matriz de correlação de *payoffs* do fator. Já o modelo de retorno esperado utiliza fatores característicos de ações individuais (como a relação valor contábil do patrimônio líquido/preço de mercado da ação) para obter a diferença entre o retorno esperado de uma ação e o retorno esperado de uma ação com perspectiva de rendimento médio. O modelo une as exposições ao fator com os valores esperados de *payoffs* do fator.

4.5 Estudos no Mercado Brasileiro

Os estudos realizados no Brasil envolvendo testes de modelos de precificação de ativos e eficiência de mercado seguem, com certa defasagem, os estudos realizados no mercado norte-americano e mundial. Fica evidente, pela composição e as abordagens oferecidas, que os estudos no mercado de capitais brasileiro, em sua grande maioria, se limitam a replicar os estudos realizados no exterior.

4.5.1 A Precificação de Ativos no Brasil

Os primeiros estudos no país na área de mercado de capitais objetivavam elucidar as teorias então desenvolvidas nos Estados Unidos. Nesta linha, pode-se citar o artigo de Luce e Moraes Jr. (1979) que abordou a teoria de formação de preços de ativos (*Capital Asset Pricing Model – CAPM*). O artigo visava condensar os desenvolvimentos na área de mercado de capitais e, também, encontrar evidências empíricas que sustentassem o modelo. Utilizando-

¹⁴ Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995), correlação pode ser definida como uma medida estatística padronizada de dependência entre duas variáveis aleatórias, sendo obtida através do quociente entre a covariância e os desvios-padrão das duas variáveis.

se do conceito de dominância¹⁵, retorno esperado e variância do retorno esperado, os autores desenvolvem uma revisão da teoria de precificação de ativos e, por fim, chegam à seguinte conclusão: “...existem evidências empíricas que suportam a validade do modelo de formação de preços de ativos na formulação que inclui o porta-fólio zero-beta.” (LUCE E MORAES JR., 1979, p.37)

De cunho teórico-prático, o artigo de Alcântara (1981) buscou incorporar o coeficiente beta nos conceitos de medida de risco. Partindo da teoria de mercado eficiente o autor tenta esclarecer, através de exemplos de projetos de investimento, a maneira como o risco e o retorno se relacionam e como os conceitos do CAPM podem ser utilizados para efetuar análise de investimentos.

Ribenboim (2002) procurou verificar a validade do modelo teórico do CAPM na conjuntura da economia brasileira. Aplicando dois diferentes testes (método de máxima verossimilhança e método dos momentos generalizados) sobre diferentes versões do CAPM (versão de Sharpe-Lintner e Black), o autor conclui pela aceitação de ambas as versões. No entanto, é feita a ressalva de que os resultados do estudo poderiam se alterar caso fosse utilizada uma amostra maior.¹⁶ O autor adverte para a necessidade de uma amostra que permitisse subdivisões em períodos de 10 anos para, assim, ter condições mais adequadas para realizar os testes e, desta forma, obter resultados mais robustos.

Já os testes envolvendo o modelo APT no país objetivaram definir o número de fatores macroeconômicos que seriam responsáveis pelo processo de formação de preços do mercado acionário brasileiro. Nesta linha incluem-se os trabalhos de Kloeckner e Santos (1994), Santos, Kloeckner e Ness Jr.(1994) e Kude (1998).

Partindo da relação de equilíbrio estabelecida pela APT e fazendo uso de uma amostra total de 72 ações negociadas na Bovespa durante o período de janeiro de 1981 a dezembro de 1990, Santos, Kloeckner e Ness Jr. (1994) encontram que os retornos destas ações se relacionam, de forma significativa, com um modelo da APT de três fatores. Segundo o estudo

¹⁵ “O conceito de dominância estabelece que o investidor racional prefere o investimento que proporcione o maior retorno esperado para o mesmo nível de risco ou, inversamente, o menor risco para o mesmo retorno esperado” (LUCE E MORAES JR., 1979).

¹⁶ O período da amostra englobou um total de 106 meses.

este seria o número de fatores precificados pelo mercado brasileiro. Tal resultado assemelha-se ao encontrado por Roll e Ross (1980) no mercado norte-americano.

Em outro estudo Kleckner e Santos (1994) fazem uma partição do período de teste a fim de investigar a estabilidade do desempenho empírico do modelo de equilíbrio da APT. Os resultados apresentaram-se distintos para os dois subperíodos testados. No subperíodo I, de janeiro de 1981 a dezembro de 1985, o estudo indicou a existência de 11 e 12 fatores capazes de explicar aproximadamente 80% da variância total dos retornos nominais e reais, respectivamente, das ações da amostra. Para o subperíodo II, de janeiro de 1986 a dezembro de 1990, 78% da variância total das ações da amostra foram explicados por 6 fatores quando usados retornos nominais, e 7 fatores quando usados retornos reais.

Buscando avançar um pouco mais no assunto, Kude (1998) utilizou a técnica estatística de Correlação Canônica para tentar quantificar e identificar a natureza econômica dos fatores determinantes do retorno dos ativos no Brasil. Os resultados encontrados apontaram 8 fatores além do Ibovespa como sendo fontes de risco das ações no país. Especificamente, os fatores identificados como sendo responsáveis pela volatilidade dos retornos foram: Índice Dow Jones, Índice Nikkei, Taxa Over, Libor, Taxa de juros (30 anos norte-americana), M4, Índice geral de produção e cotação Ouro spot USA.

Schor, Bnomo e Pereira (2002), baseando-se no trabalho de Chen, Roll e Ross (1986), testaram um modelo de fatores macroeconômicos para o Brasil. A amostra envolveu retornos médios mensais de 39 ações¹⁷ de empresas negociadas na Bovespa no período de janeiro de 1987 a novembro de 1997. Estas, no entanto, foram divididas em 10 grupos por setor de atividade. Para efetuar o teste do modelo foram utilizados os fatores macroeconômicos: produção industrial, inflação inesperada, estrutura a termo da taxa de juros e risco de crédito. Como resultado observou-se uma melhora na explicação dos retornos dos ativos através da APT onde os fatores se apresentaram estatisticamente significantes para a maior parte dos *portfolios*. O fator risco de crédito só não foi significativo para os *portfolios* de energia e telecomunicação e o fator juros reais apresentou correlação positiva com grande parte dos *portfolios*.

¹⁷ Além do critério do período de negociação os autores aplicaram um critério de liquidez para definir a amostra.

Buscando avaliar o desempenho do CAPM e a APT na precificação de ativos de renda variável no Brasil, Neves e Amaral (2002) testam a capacidade destes modelos em explicar a variância do retorno de ações negociadas na Bovespa. Para tanto, os autores utilizaram uma amostra de 45 ações e uma janela de teste de janeiro de 1995 a dezembro de 2000. Os resultados apontaram uma superioridade do modelo APT frente ao CAPM no que concerne à capacidade do modelo de explicar a variância dos retornos nominais das ações.

4.5.2 Ineficiências do Mercado Brasileiro

Na década de 80, surgiram os trabalhos procurando testar a teoria de mercado eficiente no mercado acionário brasileiro. Indiretamente, a maioria destes estudos testa também a validade do modelo de equilíbrio do CAPM. Detectando variáveis não relacionadas com o risco sistemático (beta) que podem ser utilizadas para prever retornos de ações, estes estudos levantam duas possíveis hipóteses que poderiam explicar o fenômeno: ou o modelo CAPM é mal especificado e, portanto, falho ou o mercado precifica incorretamente as ações o que sugere ineficiência do mercado de capitais.

Brito e Manazes (1981, apud Torres, Bonomo e Fernandes, 2002, p.195) buscaram verificar a possibilidade de se prever retornos futuros de ativos utilizando-se somente retornos passados ou históricos, a chamada análise técnica ou grafista. Neste estudo os autores procuraram apontar evidências de previsibilidade dos retornos diários no mercado brasileiro de ações através da rejeição da hipótese de que o mercado seria eficiente na forma fraca. Usando dados que envolveram o período de 1973 a 1980, o estudo encontrou resultados estatisticamente significantes que denotam padrões de reversão à média dos retornos em uma parcela considerável da amostra utilizada. Desta forma, ações com bom desempenho no passado, em média, tenderiam a obter fraco desempenho em períodos subsequentes e vice-versa. Torres, Bonomo e Fernandes (2002), no entanto, ressaltam que os resultados encontrados neste estudo podem ser consequência de uma baixa liquidez das ações incorporadas na amostra.

Lemgruber, Becker e Chaves (2000) examinaram o processo de geração de retornos de ativos na Bovespa, para o período de agosto de 1983 a agosto de 1987, através da comparação dos retornos obtidos nos diferentes dias da semana. Os resultados, similarmente aos resultados

observados no mercado norte-americano, confirmaram a presença de um “efeito fim-de-semana”, havendo paridade dos retornos nos dois dias subsequentes ao fim de semana (retornos médios não significativamente diferentes de zero) e médias dos retornos apresentando-se significativamente positivas para os demais dias da semana.

Buscando evidências adicionais do comportamento das ações nos diferentes dias da semana, Bone e Ribeiro (2002) testaram, de forma diferenciada e mais robusta, a hipótese de eficiência fraca do mercado acionário brasileiro. Os autores realizaram testes de heterocedasticidade, autocorrelação e normalidade dos resíduos sobre a amostra em estudo e confirmaram a existência do efeito dia da semana para as ações do índice Ibovespa. Diferentemente do estudo de Lemgruber, Becker e Chaves de 2000, verificou-se um maior retorno das ações na terça-feira em relação à segunda-feira em aproximadamente metade das ações da amostra nos anos de 1996 a 1999.

De forma mais abrangente, Torres, Bonomo e Fernandes (2002) procuraram testar a hipótese de caminho aleatório (*random walk*) no mercado brasileiro. Utilizando retornos diários, semanais e mensais de ações individuais e agrupadas em carteiras¹⁸ o estudo procurou avaliar estratégias de investimento de curto, médio e longo prazo. Os testes, realizados acerca das hipóteses de que os retornos são não-correlacionados e independentes, demonstraram, para retornos diários e semanais, uma persistência dos retornos o que levou à rejeição da hipótese de caminho aleatório. Observou-se o efeito sazonal dos retornos nas segundas-feiras apresentando-se este inferior aos demais dias da semana. Entretanto, houve rejeição de forma mais fraca desta hipótese no período pós-real e, também, somente para horizontes mais curtos de tempo, levando os autores a concluírem que o mercado brasileiro está se tornando mais eficiente. Para retornos de médio prazo, evidências apontaram para certa previsibilidade dos retornos mensais em outubro e novembro devido às sazonalidades observadas. Ao contrário do que foi observado no mercado norte-americano, não houve confirmação do chamado “efeito janeiro” no mercado brasileiro. No longo prazo (horizonte de três a cinco anos) o tamanho da amostra limitou os testes aplicados. Não houve refutação da hipótese nula para esse horizonte de investimento, ou seja, os resultados não indicaram uma tendência de reversão a média para os retornos das carteiras.

¹⁸ No estudo são utilizadas carteiras igualmente ponderadas e carteiras ponderadas por valor.

A partir da década de 90 houve, ainda que muito aquém dos Estados Unidos, uma multiplicação do número de trabalhos publicados envolvendo a questão de eficiência de mercado. As pesquisas nesse campo concentraram-se em detectar anomalias como efeito mês do ano, efeito tamanho da firma, efeito de sobre reação e utilização de variáveis fundamentalistas para prever retornos de ações.

O artigo de Costa Jr (1994), por exemplo, objetivou verificar a existência do efeito de sobre-reação na Bovespa durante o período compreendido entre janeiro de 1970 e dezembro de 1989. A partir de uma amostra de 121 ações, obteve-se resultados que sugeriram a) evidências de um maior nível de volatilidade das ações que o justificado durante o período de teste; b) o excesso na volatilidade apresentou-se de forma mais acentuada nos períodos de maior oscilação do mercado.

Já o estudo de Costa Jr e O'Hanlon (2000) procurou detectar tanto a presença quanto um padrão de relação entre o retorno e o valor de mercado das ações (efeito tamanho) ao longo dos meses do ano (efeito mês do ano) no mercado acionário brasileiro. Apesar dos resultados terem sido significantes apenas ao nível de 10%, o estudo corroborou os achados no mercado norte-americano no qual foi evidenciado um correlacionamento negativo entre os retornos das ações e o tamanho da empresa. Todavia, não foi evidenciada nenhuma sazonalidade nos meses envolvidos no período de teste (décadas de 70 e 80). A amostra utilizada no estudo somou 127 ações negociadas na Bovespa.

Costa Jr. e Neves (2000) procuraram encontrar outras variáveis, além do beta, capazes de explicar a rentabilidade esperada dos ativos no mercado de capitais brasileiro. Para tanto, os testes envolveram a aplicação de regressões múltiplas (método SUR) sobre carteiras de ações negociadas na Bovespa durante o período de março de 87 a fevereiro de 96. As carteiras foram compostas em função das seguintes variáveis: valor de mercado; índice preço/lucro e índice valor contábil da ação/preço. Os resultados apontaram para uma relação negativa entre a rentabilidade média das carteiras e as variáveis índice preço/lucro e valor de mercado, e uma relação positiva entre a média do retorno das carteiras e o índice valor patrimonial da ação/preço. O estudo mostrou ainda que a variável beta foi a que apresentou maior poder de explicação na relação risco-retorno, apesar dos achados anteriores. Como conclusão os autores afirmam que:

Enfim, 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 as rentabilidades das ações (COSTA JR. E NEVES, 2000, p.110).

Baseando-se no modelo de três fatores proposto por Fama e French (1993), Alambert (2000) ofereceu maior suporte aos achados de Costa Jr. e Neves (2000) no sentido de também ter encontrado maior rentabilidade das ações de valor e de maior porte. Contudo, o autor não descartou a possibilidade dos resultados terem sido consequência de um prêmio de risco de mercado não captado pelo modelo.

Barros, Picanço e Costa Jr. (2000) aplicaram a metodologia sugerida por Fama e French (1992) para compor carteiras anuais (1988 a 1994) usando, para isto, a razão valor contábil/valor de mercado da ação como variável classificadora das ações. Assim, as carteiras de ações com menor razão valor contábil/valor de mercado foram classificadas como *portfolio* de ações de crescimento (*growth stocks*) e, inversamente, ações com maior razão valor contábil/valor de mercado como *portfolio* de ações de valor (*value stocks*). Além da média dos retornos, os autores computaram os respectivos betas médios das carteiras formadas para verificar a relação risco-retorno. Os resultados deste estudo, ainda que com baixas significâncias, apontaram uma superioridade da rentabilidade média das carteiras de valor sobre as carteiras de crescimento e, também, um beta médio um pouco menor das carteiras de valor. Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997), utilizando um método similar, também evidenciaram superioridade da estratégia de valor para retornos em dólares no período de junho de 1989 a junho de 1996. Neste estudo, porém, não foi encontrada diferença nos betas médios das carteiras de valor e crescimento.

Similarmente ao trabalho de Barros, Picanço e Costa Jr. (2000), Braga e Leal (2002) buscaram novas evidências da superioridade da estratégia de investimento em ações de valor. Neste estudo, além da variável valor contábil/valor de mercado, foi utilizado o fator tamanho para selecionar os *portfolios* no período de junho de 1991 a junho de 1998. Os resultados não confirmam o efeito tamanho encontrado por Costa Jr. e Neves (2000), porém, confirmam uma relação positiva da variável valor contábil/valor de mercado com o retorno oferecido. Na

análise de risco, entretanto, as carteiras de valor apresentaram variância superior às de crescimento, além de um maior índice de Sharpe (significativo a 10%).

Com maiores significâncias estatísticas nos resultados o estudo de Rostagno, Soares e Soares (2003) apontou para uma inversão da relação risco-retorno (em dólares) no mercado brasileiro de ações. Neste estudo foram testadas quatro variáveis fundamentalistas para classificação das ações: valor contábil/valor de mercado da ação, lucro/preço, dividendos/preço e vendas/preço. Para todas as variáveis as carteiras de valor superaram, em rentabilidade média e acumulada, as carteiras de crescimento além de apresentarem menor beta médio para o período de teste (junho de 1995 a junho de 2001). O destaque, no entanto, ficou com as carteiras ordenadas a partir da razão lucro/preço onde as significâncias atingiram o nível de 1% para as diferenças de médias dos retornos e dos betas. Neste estudo, porém, não foram computados a variância e o índice de Sharpe como medidas de risco.

Halfeld e Procianoy (2000) também fizeram uso de variáveis fundamentalistas para verificar a inversão da relação risco-retorno no Brasil. Eles confirmaram a presença de anomalias no mercado brasileiro e ressaltam que esta se apresentou de forma mais acentuada no período que antecedeu a crise do México. Segundo os autores, a crise do México teria alterado o comportamento do investidor fazendo com que o Brasil passasse a ser o mercado preferencial para investir na América Latina e orientando o foco dos investimentos em empresas brasileiras renomadas e de grande porte. Adicionando a este fato, é citado o processo de privatização da Telebrás que teria causado uma concentração de investimentos nestes papéis diminuindo os prêmios em investimentos em ações de valor. Os autores ainda apresentaram os resultados encontrados por Halfeld e Silva (1999, apud Halfeld e Procianoy, 2000) que realizaram estudo semelhante em outros países da América Latina. Os países envolvidos no estudo, que se estendeu de setembro de 1993 a dezembro de 1998, foram: Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela. Como resultados, as estratégias de valor mostram-se superiores no Brasil e Chile e inferiores nos demais países, onde as estratégias de investimento em ações de crescimento mostraram-se vencedoras.

Enfim, percebe-se que há, ainda, muito para avançar no assunto envolvendo precificação de ativos no Brasil. Muitas questões ainda estão sem respostas e o consenso ainda parece distante. Pesquisas adicionais são necessárias para tentar esclarecer pontos em aberto e, assim, fornecer subsídios para respostas mais conclusivas. De qualquer forma, a cada novo estudo

dá-se um passo importante para o esclarecimento do processo de formação de preços no mercado de capitais brasileiro.

5 MÉTODO

Este capítulo visa esclarecer a forma como foi realizado o presente estudo. A seguir serão descritas as hipóteses testadas, a amostra selecionada, bem como a técnica utilizada para o tratamento dos dados.

5.1 Hipóteses Testadas

Este estudo está composto, basicamente, da análise de três hipóteses. Cada hipótese levantada está diretamente relacionada a cada objetivo específico proposto no item 3.2.

- O primeiro objetivo específico - Estudar os fatores explicativos dos retornos diferenciais das ações de empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo – foi analisado através do TESTE I.
- O segundo objetivo específico - Analisar, através de teste comparativo de desempenho, qual modelo, a APT ou o Modelo de Fator de Retorno Esperado, é mais eficaz na tarefa de prognosticar retornos esperados de ações no mercado brasileiro – foi obtido a partir do TESTE II.
- O terceiro objetivo específico - Analisar o perfil de risco e liquidez dos *portfolios* de diferentes desempenhos a fim de verificar e avaliar a relação risco-retorno – foi alcançado através do TESTE III.

As hipóteses, nula e alternativa, levantadas para cada teste realizado foram:

TESTE I

Hipótese nula (H_0) – não existem fatores, apontados pelo Modelo de Fator de Retorno Esperado de Haugen e Baker (1996), cujos coeficientes são significativamente diferentes de zero e, portanto, os retornos das ações estudadas não são relacionados a fatores fundamentais.

Hipótese alternativa (H_1) – existem fatores, apontados pelo Modelo de Fator de Retorno Esperado de Haugen e Baker (1996), cujos coeficientes são significativamente diferentes de zero e, portanto, os retornos das ações estudadas são relacionados a fatores fundamentais.

TESTE II

A realização de parte do TESTE II está diretamente relacionada com a rejeição da hipótese nula do TESTE I. Isto porque, caso não haja evidências de que os retornos das ações estejam relacionados com determinados fatores, estes selecionados a partir do TESTE I, não há subsídios para aplicar o Modelo de Fator de Retorno Esperado. Neste caso, o TESTE II será aplicado utilizando-se apenas a APT.

Hipótese nula (H_0) – Não há um modelo de previsão de retornos de ativos capaz de selecionar ações com retornos estatisticamente acima da média no mercado acionário brasileiro.

Hipótese alternativa (H_1) – Há um modelo de previsão de retornos de ativos capaz de selecionar ações com retornos estatisticamente acima da média no mercado acionário brasileiro.

TESTE III

Hipótese nula (H_0) – a média da exposição aos fatores de risco e liquidez para os diferentes grupos de desempenho de ações não são estatisticamente diferentes e, portanto, não há aspectos, referentes ao risco e a liquidez das ações, caracterizadores dos *portfolios* selecionados.

Hipótese alternativa (H_1) – a média da exposição aos fatores de risco e liquidez para os diferentes grupos de desempenho de ações são estatisticamente diferentes e, portanto, há aspectos, referentes ao risco das ações e a liquidez das ações, caracterizadores dos *portfolios* selecionados.

5.2 Tratamento dos Dados

A primeira etapa deste estudo seguiu o tratamento de dados aplicado por Haugen e Baker (1996) para identificação dos fatores determinantes dos retornos das ações selecionadas (TESTE I). A seguir, foi realizada a estimação do Modelo de Fator de Retorno Esperado, utilizando-se os fatores selecionados no TESTE I, paralelamente à APT para verificar e comparar a eficácia dos modelos em prognosticar retornos de ações no mercado brasileiro (TESTE II). Em relação à APT, os fatores macroeconômicos utilizados para testar o modelo foram as variáveis econômicas sugeridas por Kude (1998) como sendo fontes de risco de ações negociadas na Bovespa. No TESTE III foi levantado o perfil de risco e liquidez das ações componentes dos diferentes grupos de desempenho selecionados em cada modelo testado, para verificar a relação risco-retorno dos *portfolios* formados (TESTE III).

A seguir, são detalhados os passos que foram seguidos para a realização de cada teste proposto.

5.2.1 TESTE I - Fatores Explicativos dos Retornos Diferenciais das Ações

O Modelo de Fator de Retorno Esperado, proposto por Haugen e Baker (1996), prevê que variáveis intrínsecas às ações (fatores) respondem por grande parte dos diferenciais dos retornos observados entre estas. Os fatores inserem-se em cinco grupos distintos: risco, liquidez, rentabilidade, barateamento e histórico de preços. A determinação destes fatores é feita a partir de regressões múltiplas transversais (*cross-section regressions*) do tipo *OLS* (*ordinary least squares*) envolvendo o retorno dos ativos (variável dependente), tomados pressupondo capitalização discreta,¹⁹ e os fatores propostos (variáveis independentes), e posterior seleção através de um teste de segurança estatística dos *payoffs* mensais encontrados para cada fator. O *payoff* mensal de um fator refere-se ao coeficiente da reta de regressão padronizado no mês correspondente. Desta forma, à semelhança do estudo supracitado,

¹⁹ Matematicamente, o cálculo do retorno das ações seguiu a equação - $R_{j,t} = (P_{j,t} - P_{j,t-1}) / P_{j,t-1}$ - Onde, $R_{j,t}$ é o retorno total da ação j , no mês t ; $P_{j,t}$ é a cotação de fechamento da ação j , no mês t , ajustada a dividendos e outros proventos ocorridos no período e; $P_{j,t-1}$ é a cotação de fechamento da ação j , no mês $t-1$.

procurou-se neste trabalho determinar os fatores que melhor explicam as diferenças dos retornos dos ativos no mercado de capitais brasileiro.

Entretanto, a inclusão de todos os fatores propostos por Haugen e Baker (1996) inviabilizou a execução das regressões múltiplas transversais inicialmente previstas para os meses envolvendo o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999. Isto porque o número de fatores é muito alto em relação ao tamanho da amostra utilizada, o que ocasionou problemas com os graus de liberdade das regressões. Assim, optou-se em realizar, primeiramente, regressões do tipo *stepwise* envolvendo os fatores com o intuito de verificar quais se apresentavam com menor frequência nos resultados e, então, eliminá-los.

A regressão *stepwise* permite avaliar a contribuição de cada variável independente ao modelo de regressão. Cada variável é considerada a ser incluída na regressão previamente ao desenvolvimento do modelo. A inclusão de variáveis começa selecionando o fator de maior explicação da variável dependente. Variáveis independentes adicionais são selecionadas dependendo do poder de explicação incremental que estas adicionam ao modelo de regressão. As variáveis são incorporadas até que os parâmetros da regressão se mantenham estatisticamente significantes. Variáveis independentes são também excluídas se o seu poder de predição atingir o nível de não significância quando outra variável é adicionada no modelo (HAIR *et al.*, 1998, p.147-178).

Este procedimento permitiu reduzir o número de fatores e, conseqüentemente, aumentar os graus de liberdade das regressões necessárias para definir os fatores mais importantes.

A seguir, são descritos os fatores inclusos nas regressões *stepwise* bem como a forma como foram obtidos.

1. Variáveis relacionadas ao risco

- Beta de mercado – regressão dos últimos 60 meses de excesso de retornos mensais. Foi obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Betas da APT – regressão dos últimos 60 meses de retornos das letras do tesouro (selic mensal taxa efetiva – fonte Economática), mudanças percentuais na produção industrial (PIB índice encadeado – fonte IPEA)²⁰, taxa de inflação (IGPDI FGV taxa

²⁰ Fonte IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>> Acesso em 20 jan. 2003.

mensal – fonte IPEA) e a diferença nos retornos dos títulos privados e públicos (CDI mensal taxa efetiva menos selic mensal taxa efetiva – fonte IPEA).

- Volatilidade do retorno total – volatilidade da ação nos últimos 60 meses. Foi obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Variação residual (risco não relacionado ao mercado) – erro-padrão da reta de regressão, envolvendo retornos de mercado e retornos dos ativos, dos últimos 60 meses. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Risco de rendimentos – erro-padrão da reta de regressão dos rendimentos por ação no último ano. Foi obtido utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Coeficiente de endividamento – passivo circulante mais exigível de longo prazo dividido pelo patrimônio líquido da ação. Foi obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência de endividamento – inclinação da reta de regressão do coeficiente de endividamento dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Variabilidade dos rendimentos – desvio-padrão do lucro por ação nos últimos cinco anos. Calculada a partir da planilha eletrônica do MS Excel.
- Variabilidade dos dividendos – desvio-padrão dos dividendos por ação nos últimos cinco anos. Calculada a partir da planilha eletrônica do MS Excel.

2. Variáveis relacionadas à liquidez

- Capitalização de mercado - preço corrente da ação no mercado multiplicado pelo número de ações em circulação. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.

- Preço de mercado por ação.- Cotação da ação no mercado. Obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Volume de negociação/capitalização de mercado - coeficiente da média do volume de negociação mensal dividido pela média da capitalização de mercado dos últimos 12 meses. Índice construído utilizando a planilha eletrônica MS Excel e os dados extraídos da base de dados do Economática.
- Tendência do volume de negociação - inclinação da reta de regressão do volume de negociação mensal dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.

3. Variáveis relacionadas ao barateamento

- Relação valor contábil/preço - valor contábil mais recente disponível dividido pelo preço de mercado atual. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência valor contábil/preço - inclinação da reta de regressão da relação valor contábil/preço dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Relação lucro/preço - lucro disponível dos quatro trimestres mais recentes dividido pelo preço de mercado atual. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência lucro/preço - inclinação da reta de regressão da relação lucro/preço dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Relação dividendos/preço - dividendo disponível anual dividido pelo preço de mercado atual. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência da relação dividendos/preço - inclinação da reta de regressão da relação dividendos/preço dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.

- Relação EBITDA/preço – lucro operacional próprio mais depreciação e amortização do DOAR dividido pelo preço de mercado atual. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência da relação EBITDA/preço - inclinação da reta de regressão da relação EBITDA/preço dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Relação vendas/preço – receita líquida operacional por ação dividida pelo preço de mercado atual. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência da relação vendas/preço – inclinação da reta de regressão da relação vendas/preço dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.

4. Variáveis relacionadas à rentabilidade

- Margem de lucro líquido – lucro líquido dividido pela receita líquida operacional. Obtida diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência da margem de lucro líquido - inclinação da reta de regressão da margem de lucro líquido dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Giro do ativo – receita líquida operacional dividida pelo total de ativos. Obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência do giro do ativo - inclinação da reta de regressão do giro do ativo dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Retorno sobre os ativos – lucro líquido dividido pelo ativo total. Obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.

- Tendência do retorno sobre o ativo - inclinação da reta de regressão do retorno sobre os ativo dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Retorno sobre o patrimônio líquido – lucro líquido dividido pelo patrimônio líquido. Obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.
- Tendência do retorno sobre o patrimônio líquido - inclinação da reta de regressão do retorno sobre o patrimônio líquido dos últimos cinco anos. Foi obtida utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.
- Crescimento dos lucros - rendimento por ação dividido pela média dos rendimentos por ação nos últimos cinco anos. Foi obtido utilizando-se o auxílio da planilha eletrônica MS Excel.

5.Fatores técnicos

- Excesso de retorno no mês anterior - relativo ao Ibovespa (fonte Economática).
- Excesso de retorno nos 2 meses anteriores - relativo ao Ibovespa (fonte Economática).
- Excesso de retorno nos 3 meses anteriores - relativo ao Ibovespa (fonte Economática).
- Excesso de retorno nos 6 meses anteriores - relativo ao Ibovespa (fonte Economática).
- Excesso de retorno nos 12 meses anteriores - relativo ao Ibovespa (fonte Economática).
- Excesso de retorno nos 24 meses anteriores - relativo ao Ibovespa (fonte Economática).

Outro aspecto importante é que foram mantidos todos os fatores encontrados por Haugen e Baker (1996) como fatores explicativos das diferenças nos retornos das ações, mesmo que

algum destes não tenha alcançado a frequência mínima ou frequência de corte adotada²¹ neste estudo. Neste caso, incluíram-se: os fatores de barateamento - índice VPA/preço, lucro/preço e fluxo de caixa/preço - e os fatores técnicos - excesso de retorno no mês anterior, e nos 6 e 12 meses anteriores. Tal procedimento justifica-se pelo fato de que estes fatores foram selecionados em todos os cinco países ao qual os autores realizaram o trabalho. Por fim, o número de fatores a compor as regressões múltiplas foi reduzido para 17. Estes serão apresentados e analisados no capítulo 7.

Após levantamento das 17 variáveis fez-se continuidade ao método proposto. A etapa seguinte consistiu, primeiramente, em estimar, para cada mês, o *payoff* (coeficiente de regressão padronizado) de todos os fatores através de regressões múltiplas (*cross-section regressions*) do tipo *OLS* envolvendo os retornos das ações (variável dependente), tomados também de forma discreta, e os fatores previamente selecionados (variáveis independentes).²² Desta forma, obteve-se um histórico dos *payoffs* dos fatores.

O objetivo da realização das regressões múltiplas é determinar quais das variáveis selecionadas devem ser utilizadas para prognosticar retornos de ações no mercado brasileiro. Para tanto, fez-se uso do método sugerido por Fama e MacBeth (1973), amplamente usado em estudos de Finanças e também utilizado por Haugen e Baker (1996), no qual os fatores são selecionados a partir do teste estatístico *t* realizado sobre a média dos *payoffs* no período. A confiança estatística da média do *payoff* de um fator está relacionada com a magnitude e variação dos seus valores ao longo dos meses. Quanto maior for a média, em valor absoluto, e menor a variabilidade mensal, maior a sua confiança estatística. Assim, o teste calcula a probabilidade dos verdadeiros valores esperados dos *payoffs* serem diferentes de zero. Como descrito anteriormente, o período utilizado para a realização desta fase do estudo envolveu janeiro de 1995 a dezembro de 1999, totalizando 60 meses.

Concomitantemente, foram realizados testes de validação dos pressupostos assumidos nas regressões múltiplas. O primeiro teste objetivou avaliar o impacto da multicolinearidade entre as variáveis no resultado que definiu os coeficientes de regressão. Para tanto, foram tomados nas regressões mensais os valores VIF (*variance inflation factor*) que informa o grau no qual

²¹ A frequência de corte adotada neste estudo foi de 6.

²² Para realização das regressões múltiplas foi feito um tratamento de eliminação de *outliers*. Os fatores distantes acima de quatro desvios-padrão da média foram excluídos.

cada variável independente é explicada por outra(s) variável(eis), ou seja, o grau ao qual as variáveis estão relacionadas. Já o segundo teste envolveu a análise de normalidade das distribuições dos resíduos mensais através da aplicação do teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov. A aplicação destes testes é particularmente importante uma vez que violações dos pressupostos podem indicar potenciais distorções nas estimativas dos coeficientes de regressão e, portanto, invalidar as análises acerca dos resultados alcançados.

5.2.2 TESTE II - Simulação de Investimentos

O TESTE II consistiu em confrontar, no mercado acionário brasileiro, as duas técnicas de precificação de ativos incluídas neste estudo, Modelo de Fator de Retorno Esperado e APT. O período de simulação de investimentos em *portfolios* de ações envolveu janeiro de 2000 a dezembro de 2002, somando um total de 36 meses.

I) Modelo de Fator de Retorno Esperado

O procedimento metodológico adotado para efetuar a simulação de investimentos em *portfolios* de ações utilizando o Modelo de Fator de Retorno Esperado assemelha-se ao aplicado por Haugen e Baker (1996).

O modelo, apresentado pelos autores, visa estimar os retornos futuros das ações baseando-se na determinação da exposição das ações a diferentes fatores e na projeção do *payoff* de cada fator. Por isto, o modelo é denominado Modelo de Fator de Retorno Esperado. Matematicamente, o modelo é definido da seguinte forma:

$$E(R_{j,t}) = SE(P_{i,t}) * F_{j,i,t-1} \quad (1)$$

Onde

$E(R_{j,t})$ = taxa de retorno esperada da ação j para o mês t ,

$E(P_{i,t})$ = *payoff* esperado para o fator i no mês t ,

$F_{j,i,t-1}$ = exposição ao fator i da ação j baseado na informação disponível no fim do mês $t-1$.²³

²³ Na equação (1) tem-se que: j varia de 1 a 70 (tamanho da amostra); i de 1 a n (pois depende do número de fatores incluídos no modelo); e t representa os meses de janeiro de 2000 a dezembro de 2002 (período de teste).

O primeiro passo, é, portanto, definir o *payoff* esperado para cada fator. Este é estimado com base no seu comportamento passado, ou seja, através do seu histórico. No presente estudo, assim como efetuado por Haugen e Baker (1996), foi empregada a média dos 12 meses antecedentes ao mês que se deseja projetar o *payoff*. Assim, o *payoff* esperado para o fator i no mês t foi obtido através da média aritmética simples dos *payoffs* do fator i nos meses $t-12$ a $t-1$. Como definido anteriormente, o *payoff* de um fator é o coeficiente da reta de regressão padronizado deste fator.

Quanto à exposição de cada ação a cada fator, este é definido como o número de desvios-padrão transversal correspondente à diferença entre o fator de uma ação (este tomado no mês anterior ao mês que se deseja fazer a estimativa), e o fator médio do mesmo mês (média transversal). O desvio-padrão transversal é obtido da seguinte forma: calcula-se o valor do fator para todas as ações. A seguir, para cada ação, obtém-se a diferença entre o fator de cada ação e a média do fator de todas as ações e eleva-se ao quadrado cada uma destas diferenças, somando-as em seguida. Por fim, divide-se a soma pelo número de ações e extrai-se a raiz quadrada, obtendo-se, desta forma, o desvio-padrão transversal.

Obtendo-se cada componente da equação (1) pode-se, então, projetar o retorno esperado das ações de forma individual. A classificação das ações foi feita, a cada mês, a partir das estimativas de retorno esperado relativo. O período de teste envolveu janeiro de 2000 a dezembro de 2002.²⁴

O retorno esperado relativo de cada ação foi calculado a partir do somatório dos resultados obtidos da multiplicação envolvendo a exposição da ação a cada fator e o *payoff* projetado para o fator correspondente. Os retornos dos grupos formados foram comparados aos realmente ocorridos e, então, reconstituídos para o mês seguinte de acordo com a atualização das estimativas de retorno esperado. Desta forma, encerrou-se o ciclo mensal. O ciclo anual foi completado com a realização dos rendimentos mensais acumulados nos 12 meses anteriores.

²⁴ Na simulação de investimentos, assim como efetuado nas regressões múltiplas mensais, foi feito um tratamento para eliminar *outliers*. Retornos distantes acima de quatro desvios-padrão da média foram desconsiderados para não haver contaminação das séries temporais.

Neste estudo, a amostra foi dividida em tercís, com cada *portfolio* contendo aproximadamente 33,3% do total de ações, estes uniformemente ponderados, sendo o tercil 3 representativo dos *portfolios* com perspectivas de melhores rendimentos. Dividindo a amostra em tercís, permite-se avaliar o desempenho dos *portfolios* de forma separada e bem definida, com o tercil 1 sendo composto pelos *portfolios* com estimativas, de acordo com o modelo, de menor retorno no mês seguinte, enquanto o tercil 2 representa os *portfolios* de desempenho projetado intermediário. Além disso, através da divisão da amostra em tercís, o número de ações a compor cada *portfolio* assegura, segundo Ceretta e Costa Jr. (2000), a eliminação de grande parte do risco diversificável dos *portfolios* no mercado brasileiro.

A fim de verificar a eficácia do modelo em prognosticar retornos de ações no mercado brasileiro, foi feita a comparação das médias dos retornos mensais obtidos pelos *portfolios* compostos. Novamente foi feito uso do teste *t* estatístico, agora para diferença de médias, para verificar se os resultados alcançados pelos *portfolios* são estatisticamente diferentes.

Outro cálculo efetuado, referente ao rendimento dos *portfolios* formados, foi o do retorno acumulado no período de simulação (jan/2000 a dez/2002). Tal observação é importante para verificar a magnitude da diferença gerada nos retornos acumulados.

Além disto, foram feitas comparações tanto da média dos retornos mensais quanto do retorno acumulado no período em relação a diversos índices de mercado: índice de mercado (composto por todas as ações da amostra), Ibovespa²⁵, IBX índice Brasil²⁶ e FGV-100²⁷.

²⁵ Segundo Fortuna, a carteira teórica do Índice Bovespa “é integrada pelas ações que, em conjunto, representam 80% do volume transacionado a vista nos doze meses anteriores à formação da carteira. Como critério adicional, exige-se que a ação presente, no mínimo, 80% de presença nos pregões do período” (2001, p.456).

²⁶ “O IBX, Índice Brasil, é um índice de preços que mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na Bovespa, em termos de número de negócios e volume financeiro, ponderadas no índice pelo seu respectivo número de ações disponíveis à negociação no mercado”. (FORTUNA, 2001, p.458)

²⁷ “O índice FGV-100 exclui as ações de estatais e instituições financeiras, sendo composto apenas por 100 ações de empresas privadas, levando em consideração, para sua composição, os critérios de qualidade da empresa (peso de 60%) e de liquidez ou volume financeiro negociado em bolsa (peso de 40%). Nenhuma ação pode representar mais do que 10% do índice. É reavaliado anualmente” (FORTUNA, 2001, p.457-458). O FGV-100 é composto por papéis negociados nas bolsas de valores de São Paulo (Bovespa) e na Sociedade Operadora de Mercado de Acesso (SOMA). Disponível em: <<http://fgvdados.fgv.br/>> Acesso em: 10 mar. 2003.

II) APT - *Arbitrage Pricing Theory*

O segundo modelo, a compor o teste de simulação de investimentos, é o desenvolvido por Ross (1976), denominado *Arbitrage Pricing Theory*. A APT afirma que o retorno esperado de uma ação pode ser previsto através do cálculo da sensibilidade do ativo a alguns fatores (betas dos fatores).

Matematicamente, o cálculo do retorno esperado é assim descrito pela APT:

$$E(R_{j,t}) = E(Re_j) + \mathbf{b}_{j1} F_1 + \dots + \mathbf{b}_{jk} F_k + \mathbf{e}_j \quad (2)$$

Onde

$E(Re_j)$ é a parcela do retorno esperada da ação j , ou seja, denota o retorno da ação caso nenhuma informação, anúncio ou acontecimento não previsto antecipadamente pelo mercado ocorra no período;

\mathbf{b}_{j1} representa o beta da ação j relativo ao fator 1 incluso no modelo;

F_1 representa o *payoff* projetado do fator 1 incluso no modelo;

\mathbf{e}_j é um termo de erro idiossincrático (componente do risco não sistemático) da ação j . Reflete a influência de informações relacionadas exclusivamente a ação j .

Como *proxy* para a dimensão Re_j foi usado o retorno esperado do *portfolio* de mercado (R_m). Como o modelo não prediz quais são os fatores que devem ser utilizados, fez-se uso da sugestão apresentada por Kude (1998) dos fatores considerados adequados a serem incluídos no modelo para avaliar ações no mercado brasileiro. Exceção apenas do Indicador Geral de Produção indisponível para dados mensais.

A seguir, são descritos os fatores macroeconômicos inclusos no modelo bem como foram obtidos:

1) Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa):

É o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968, a partir de uma aplicação hipotética. Supõe-se não ter sido efetuado nenhum investimento adicional desde então, considerando-se somente os ajustes efetuados em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras (tais como reinversão de dividendos recebidos e do valor apurado com a venda de direitos de subscrição, e manutenção em carteira das ações recebidas em bonificação). As ações integrantes da carteira teórica do Índice Bovespa respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro verificados no mercado à vista (lote-padrão) da BOVESPA.²⁸

O histórico do índice Ibovespa foi obtido diretamente a partir da base de dados do Economática.

2) Índice norte-americano *Dow Jones Industrial Average (DJIA)*:

É composto por 30 ações “blue-chips” norte-americanas. É denominado “média” porque originalmente foi computado através da soma dos preços das ações e dividido pelo número de ações. A metodologia permanece a mesma nos dias de hoje, entretanto, o divisor sofreu alterações para preservar a continuidade histórica.²⁹

O histórico do índice *DJIA* foi obtido diretamente a partir da base de dados do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada).³⁰

3) Índice japonês *NIKKEY*: “Índice composto pelas 225 ações mais negociadas na Bolsa de Valores de Tóquio.”³¹

O histórico do índice *NIKKEY* foi obtido diretamente a partir da base de dados do Economática e do site *Investwords* na internet

4) Taxa de Financiamento *Overnight (LBC/LFT)*:

As Letras do Banco Central (LBC), criadas no Governo Collor, são títulos idênticos às LFT, emitidas pela primeira vez no Governo Sarney, sendo de curto prazo, de rendimento igual à taxa média de juros prefixada no *overnight*. Já as Letras Financeiras do Tesouro (LFT) são títulos emitidos pelo Tesouro Nacional com taxa pós-fixada, sendo o seu fator de remuneração a TMS dos títulos públicos federais (FORTUNA, 2001, p.70-84).

²⁸ Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br>> - seção Informações de Mercado/Índice Bovespa> Acesso em 10 mar. 2003.

²⁹ Disponível em: <<http://www.dowjones.com/>> - seção Dow Jones Industrial Average/FAQ> Acesso em 10 mar. 2003.

³⁰ Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em 10 mar. 2003.

³¹ Disponível em: <<http://www.investorwords.com>> Acesso em 10 mar. 2003.

As taxas mensais deste fator foram obtidas a partir da base de dados do IPEA na Internet (taxa de juros – over/selic).

- 5) LIBOR (*London Interbank Offer Rate*): “designa a taxa de juros cobrada pelos bancos londrinos e que, juntamente com a taxa básica bancária norte-americana, a *prime rate*³², serve de base para a maior parte dos empréstimos internacionais”(MISHKIN, 2000, p. 217).

As taxas mensais deste fator foram obtidas diretamente a partir da base de dados do IPEA na Internet.

- 6) Taxa de Juros de 30 anos norte-americana (*30-year Treasury Constant Maturity Rate*): título de 30 anos do governo norte-americano.

As taxas mensais deste fator foram obtidas diretamente a partir da base de dados do Economática.

- 7) M4:

Conceito de moeda que, [...] além do M3, inclui os depósitos a prazo fixo (CDB/RDB) nas instituições financeiras e os demais títulos privados financeiros, como as Letras de Câmbio e Letras Hipotecárias, excluídos os títulos públicos e privados já incluídos nos Fundos de liquidez imediata”³³ (FORTUNA, 2000, p.50).

As taxas mensais deste fator foram obtidas diretamente a partir da base de dados do IPEA na Internet.

³² Segundo Mishkin a taxa básica ou *prime rate* “é a taxa de juros base sobre empréstimos bancários de pessoas jurídicas, um indicador do custo dos empréstimos bancários” (2000, p.18).

³³ De acordo com Fortuna:

M3 – “é o conceito de moeda que, além do M2, inclui os depósitos em Caderneta de Poupança.”

M2 – “é o conceito de moeda que, além do M1, inclui os títulos públicos municipais, estaduais e federais que estão fora da carteira do Sistema Bancário (BC e Bancos Comerciais) e, portanto, em poder do público e, os saldos dos Fundos de liquidez imediata”.

M1 – “a moeda ou os ativos monetários são denominados como M1 e definidos como papel moeda em poder do público, mais os depósitos à vista nos bancos comerciais, públicos e privados, aí incluídos o Banco do Brasil e a carteira comercial das Caixas Econômicas” (2000, p.49-50).

- 8) Cotação do ouro *spot* no mercado norte-americano: fator representante das *commodities*.

O histórico da cotação do ouro foi obtido diretamente a partir da base de dados do IPEA na Internet.

A determinação dos betas mensais para cada fator da APT foi feita através da regressão linear do retorno mensal de cada ação (variável dependente) sobre a variação percentual de cada um dos fatores macroeconômicos apontados (variáveis independentes) nos últimos 60 meses. O valor do beta da ação em relação ao fator correspondente denotou a inclinação da reta de regressão. O beta indica a sensibilidade dos retornos das ações às alterações dos fatores macroeconômicos.

Já a média mensal dos últimos 12 meses da variação percentual de cada fator macroeconômico determinou o *payoff* projetado de cada beta macroeconômico.

O procedimento para formação dos *portfolios* mensais e determinação dos retornos alcançados foi o mesmo descrito anteriormente para o Modelo de Fator de Retorno Esperado. Também, para a APT, utilizou-se o teste *t* estatístico para verificar se as diferenças das médias entre os tercis e o índice de mercado (composto por todas as ações da amostra) são significantes. Além disto, foram utilizados os índices representativos do mercado acionário brasileiro (Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100) para as análises acerca do desempenho do modelo.

Vale ressaltar que todo o procedimento para a execução da simulação envolvendo o modelo da APT seguiu os passos realizados por Haugen (2000), similarmente ao utilizado no estudo de Haugen e Baker (1996) para o Modelo de Fator de Retorno Esperado.

III) Modelo de Fator de Retorno Esperado versus APT

Concluindo o Teste II, foi realizado teste comparativo de desempenho envolvendo os dois modelos especificados para determinar qual, efetivamente, produz melhores resultados e, conseqüentemente, apresenta maior capacidade de prognosticar retornos de ações no mercado

brasileiro. Para tanto, foi realizado o teste t de diferença de médias envolvendo os retornos mensais do terceiro tercil de cada modelo.

Por fim, foi comparado o retorno acumulado no período de teste para os tercís em questão. As análises, neste caso, concentraram-se em verificar o resultado acumulado final e o seu comportamento ao longo do período, a fim de detectar se houve alternâncias de melhor desempenho entre os modelos.

5.2.3 TESTE III – Avaliação de Risco dos *Portfolios*

Como tratamento final dos dados, foi feita uma análise de risco dos *portfolios* que compuseram os tercís formados nas simulações envolvendo os modelos inseridos neste estudo. O objetivo é o de verificar se as diferenças obtidas nos retornos dos tercís podem ser atribuídas a um prêmio de risco.

Para tanto, foram computadas as médias da exposição dos *portfolios* formados pelos modelos a 8 medidas de risco e 2 medidas relacionadas com a liquidez das ações. Composto o grupo de risco estão as seguintes variáveis: beta de mercado, volatilidade total, variação residual, risco de rendimentos, coeficiente de endividamento, tendência de endividamento e variabilidade dos lucros e dividendos. Já a liquidez das ações foi medida utilizando as variáveis: capitalização de mercado e índice de liquidez (fornecido diretamente pelo banco de dados Económica).

Para testar se as médias encontradas são estatisticamente diferentes, realizou-se o teste t de diferença de médias para todas as combinações possíveis entre os tercís. O resultado deste teste produziu uma matriz simétrica 3x3 contendo os valores dos p -values das diferenças de médias.

Concluindo o TESTE III, foi feita a análise da recompensa por unidade de risco dos *portfolios* dos tercís selecionados pelos modelos. O fator de medição utilizado para esta análise foi o índice Sharpe mensal. O objetivo foi determinar qual modelo conseguiu selecionar o *portfolio* com maior prêmio por risco.

6. AMOSTRA SELECIONADA

A seleção da amostra deste estudo seguiu o critério do período de negociação e, posteriormente, o critério de liquidez. Desta forma, foram incluídas somente ações de empresas não bancárias negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo que tiveram cotações mensais consecutivas ao longo do período em estudo que envolveu janeiro de 1995 a dezembro de 2002. Para empresas apresentando mais de um tipo/classe de ações que atendia ao critério do período de negociação, foi incluída apenas a ação do tipo/classe de maior liquidez. Por fim, a amostra ficou composta por 70 ações, selecionadas a partir do banco de dados Economática.³⁴

Fazendo-se uma análise descritiva da amostra, pode-se afirmar que esta foi composta por empresas de todos os setores econômicos. As figuras 1 e 2 apresentam, respectivamente, o número e a percentagem do total de empresas representando cada setor econômico inserido neste estudo.

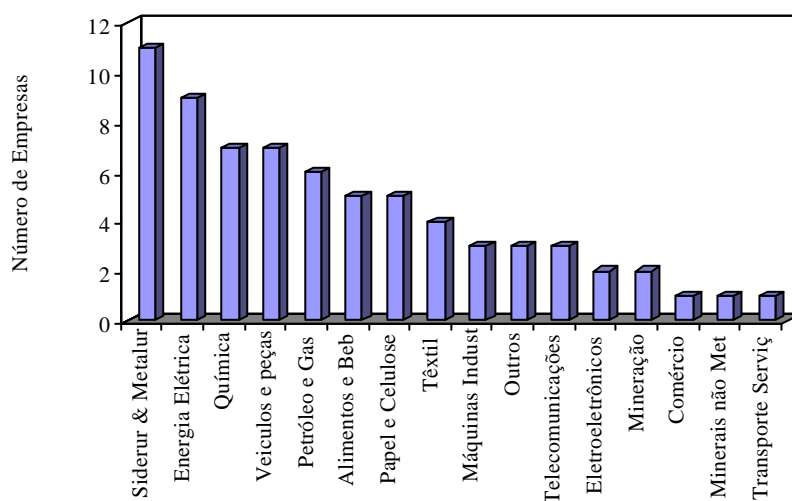


Figura 1: Distribuição da amostra por setor econômico (número de ações de empresas)

³⁴ A relação completa das ações componentes da amostra selecionada encontra-se no anexo A.

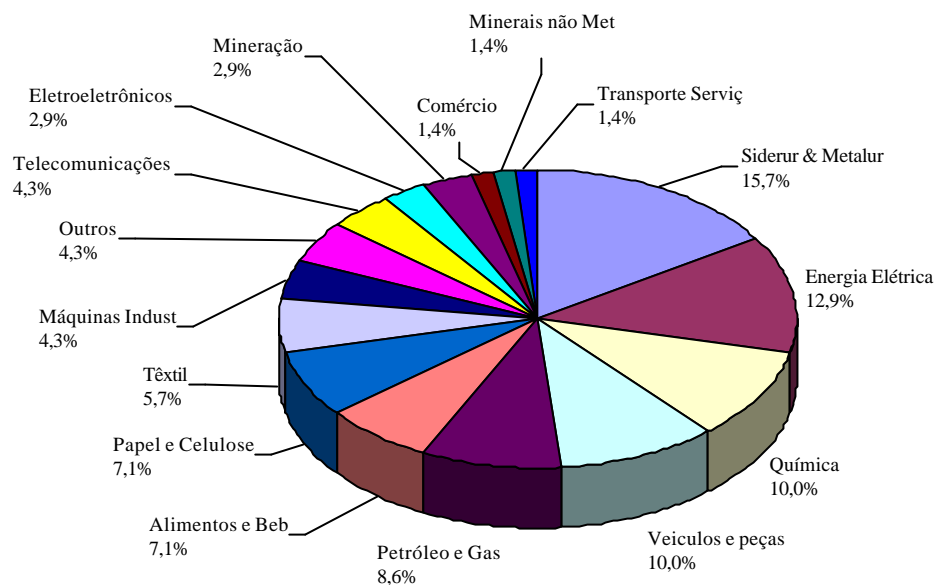


Figura 2: Distribuição da amostra por setor econômico (percentagem do total)

Como pode ser visualizado, o setor de siderurgia e metalurgia foi o que apresentou maior número de empresas com ações compondo a amostra (total de 11 ações) e, conseqüentemente, ocupou maior percentagem do total de ações (15,7%), seguido do setor de energia elétrica com 9 empresas, representando 12,9% do total da amostra. Na outra ponta, estão os setores de comércio, minerais não metálicos e transporte e serviços com representatividade de apenas 1,4%, cada um, do total da amostra. Estes tiveram apenas 1 ação selecionada a partir do critério de seleção descrito anteriormente.

Em se tratando do mercado brasileiro, apesar das disparidades observadas, acredita-se que não houve, de uma forma geral, concentração em demasia na composição da amostra por determinado setor econômico. A inclusão relativamente homogênea de ações de empresas representando todos os setores da economia brasileira é fator importante para não haver viés setorial nos resultados deste estudo.

Quanto à opção do período de teste deve-se aos baixos índices de inflação que vigoraram durante o plano Real. Assim, procurou-se testar o Modelo de Fator de Retorno Esperado e a APT diante de um intervalo de tempo onde não fosse necessário deflacionar os índices componentes dos fatores, uma vez que a definição de um deflator está sempre sujeita a questionamentos. Além disto, segundo Leal e Rêgo (2000) as altas taxas de inflação presentes antes do plano Real causavam distorções nos preços dos ativos negociados no mercado de capitais brasileiro, o que poderia comprometer o trabalho.

7. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo visa apresentar os resultados encontrados neste estudo. Mais especificamente propõe-se analisar, primeiramente, os fatores explicativos dos retornos diferenciais das ações na Bovespa e, posteriormente, o desempenho do Modelo de Fator de Retorno Esperado, desenvolvido por Haugen e Baker (1996), e da APT, de Ross (1976), neste mesmo mercado de capitais. Além disto, é feito o levantamento das características dos *portfolios* montados no que se refere ao risco intrínseco destes. Por fim, analisa-se comparativamente o desempenho e o risco das estratégias de investimentos montadas a partir de cada modelo proposto.

7.1 Fatores Selecionados

Assim como foi descrito na seção envolvendo o procedimento metodológico aplicado neste estudo, dezessete fatores foram selecionados para serem incluídos nas regressões múltiplas a fim de explicar o retorno diferencial mensal das ações no período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999. Os fatores representam características das ações de empresas que podem resultar em ganhos diferenciados para o investidor. Estes estão relacionados com o risco, liquidez, valor da ação, rentabilidade e histórico de preços. Vale ressaltar que nenhum dos betas da APT permaneceu entre os dezessete fatores selecionados a partir das regressões *stepwise*. A figura 3 mostra o coeficiente de determinação (R-squared) encontrado para cada regressão (*OLS – ordinary least squares*) realizada.

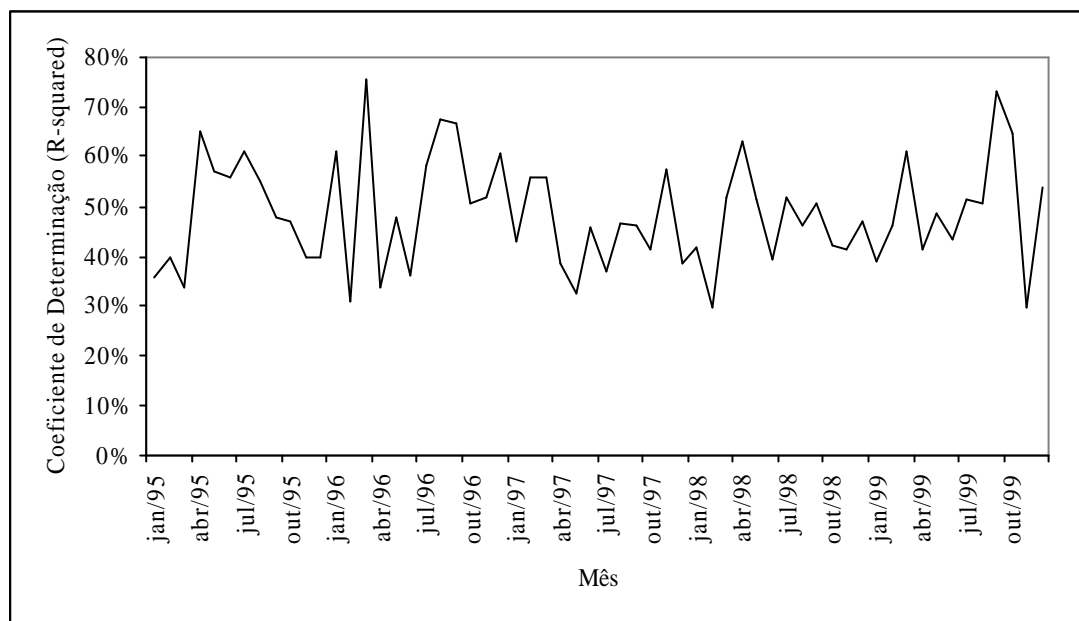


Figura 3: Coeficiente de determinação (R^2) das regressões múltiplas mensais para o período - janeiro de 1995 a dezembro de 1999

Analisando os resultados das regressões mensais pode-se notar que houve considerável oscilação do coeficiente de determinação dos retornos. Apesar disso, este se manteve superior a 28% ao longo de todo o período e alcançou por diversas vezes marca superior a 50% que, em se tratando do mercado brasileiro, é um bom resultado.

É importante ressaltar que é a partir dos resultados destas regressões que os fatores são selecionados para serem incluídos no modelo de previsão de retornos. Desta forma, é imprescindível, para que o modelo tenha um bom desempenho posterior, que os coeficientes de determinação encontrados para as regressões realizadas sejam altos. Isto porque estas regressões buscam explicar a diferença de retornos das ações individuais no mês em que esta sendo aplicada. Se os coeficientes encontrados são baixos, isto significa que grande parte dos retornos relativos deriva de informações não captadas pelos fatores utilizados nas regressões.

A partir das 60 regressões múltiplas, assim como proposto por Fama e MacBeth (1973), foi calculada a médias dos coeficientes de regressão de cada fator para então seleção daqueles que alcançaram significância estatística no teste t . A tabela 1 apresenta o valor da média, desvio-padrão e t -estatístico encontrados para cada fator.

Tabela 1: Resultados encontrados para a média e teste *t* dos 17 fatores incluídos nas regressões múltiplas mensais no período - janeiro de 1995 a dezembro de 1999

Fator	Média	Desvio-padrão	<i>t</i> -estatístico	Sig. (two tailed)
Beta de mercado	-0,001	0,200	-0,053	0,958
Risco de rendimentos	0,056	0,235	1,855	0,069
Capitalização de mercado	0,129	0,296	3,385	0,001
Volume de negociação/capitalização de mercado	0,013	0,222	0,466	0,643
Tendência do volume de negociação	-0,115	0,307	-2,898	0,005
Relação lucro/preço	0,099	0,401	1,922	0,059
Relação valor contábil/preço	-0,055	0,237	-1,812	0,075
Relação dividendos/preço	-0,118	0,296	-3,098	0,003
Tendência da relação dividendos/preço	0,087	0,271	2,493	0,016
Relação fluxo de caixa/preço	-0,121	0,334	-2,813	0,007
Tendência da relação fluxo de caixa/preço	0,030	0,345	0,671	0,505
Retorno sobre o patrimônio	-0,029	0,405	-0,560	0,578
Excesso de retornos no mês anterior	-0,061	0,285	-1,665	0,101
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	0,012	0,330	0,280	0,781
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	-0,097	0,350	-2,143	0,036
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	0,073	0,350	1,618	0,111
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	-0,087	0,305	-2,219	0,030

Como mostra a tabela, surpreendentemente, nenhum dos dois fatores de risco (beta de mercado e risco de rendimentos), que ainda permaneciam entre os fatores tidos como importantes na caracterização dos retornos das ações, atingiu significância estatística de 5% em suas médias. Desta forma, corroborando o estudo de Haugen e Baker (1996), não foi encontrada evidência de que o fator risco é capaz de explicar as diferenças de rendimentos entre as ações. Além disto, o único fator relacionado à rentabilidade da empresa (retorno sobre o patrimônio), também não obteve média significativa.

Quanto aos fatores que apresentaram significância estatística em suas médias, dois inserem-se no grupo liquidez (capitalização de mercado e tendência do volume de negociação), três referem-se aos parâmetros de valor das ações (relação dividendos/preço, tendência da relação dividendos/preço e relação fluxo de caixa/preço) e dois estão ligados ao histórico de preços das ações (excesso de retornos nos 3 e 12 meses anteriores). Como se pode notar, tais resultados apontam para uma preponderância das medidas de barateamento como fonte de determinação dos retornos das ações. Comparando com os resultados obtidos por Haugen e Baker (1996), nota-se que apenas três fatores selecionados são iguais aos fatores encontrados nos países desenvolvidos. Este resultado não confirma a expectativa de que os fatores explicativos dos retornos diferenciais das ações são os mesmos para mercados emergentes.

Analisando os sinais dos *payoffs* obtidos para cada um destes fatores, percebe-se uma relação positiva entre o retorno das ações e o valor de mercado das empresas. Assim, como apontado por alguns estudos (Banz (1981), Fama e French (1992), Sharpe, Capaul e Rowley (1993)), o valor de mercado do capital próprio das empresas contribui para explicar as variações dos retornos das ações. Entretanto, no que se refere à tendência do volume de negociação, este acusou inclinação negativa com os retornos diferenciais. Para Haugen e Baker (1996) este resultado é esperado uma vez que os investidores devem comprar os ativos em determinada data e vendê-las posteriormente. Neste caso, o aumento do volume negociado ocorre devido à tendência de venda das ações de baixo rendimento esperado.

Quanto aos *payoffs* dos fatores de barateamento, os resultados apontaram uma inclinação negativa do índice dividendos/preço e positiva da tendência dividendos/preço, ou seja, as ações de empresas que pagam baixos dividendos e que, no entanto, apresentam perspectiva de crescimento na distribuição de dividendos tendem a oferecer maiores ganhos aos seus investidores. Já a medida EBITDA/preço, atuando como *proxy* da relação fluxo de caixa/preço, relacionou-se negativamente com o retorno das ações, sinal contrário ao observado no estudo de Haugen e Baker (1996).

Já os dois fatores técnicos que foram significantes tiveram, ambos, sinais negativos em sua inclinação. Tais observações sugerem um padrão de reversão dos retornos das ações para intervalos de 3 e 12 meses.

Deve-se frisar também que o teste de avaliação de multicolinearidade não acusou relação entre as variáveis independentes capaz de comprometer os resultados apontados. Foi detectada presença de multicolinearidade significativa ($VIF > 10$) em apenas 68 do total de 1020 testes aplicados, ou seja, 6,67% dos casos o que pode ser considerado como um patamar aceitável. Quanto à normalidade da distribuição dos resíduos, também não foi verificada violação dos pressupostos para realização das regressões múltiplas. Para todas as 60 regressões efetuadas o teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov não acusou significância ao nível de 5% na refutação da hipótese de normalidade da distribuição dos resíduos.

Os resultados encontrados nesta seção sugerem, portanto, uma ineficiência do mercado brasileiro em precificar as ações. Não obstante, esta suposição pode ser refutada se os fatores, que a princípio não estão relacionados com o risco dos títulos, estiverem de alguma forma incorporando informações tidas pelo mercado como sendo fontes de risco. Isto justificaria a presença destes fatores como sendo importantes para explicar os retornos diferenciais das ações. Entretanto, tendo como base o conhecimento atual sobre Finanças, não há a verificação desta lógica.

7.2 Resultados dos Testes de Previsão de Retornos

7.2.1 Simulação de Investimentos - Modelo de Fator de Retorno Esperado

Como sugerido no Modelo de Fator de Retorno Esperado, são necessários os *payoffs* dos fatores e a exposição de cada ação em relação a cada fator selecionado para se poder projetar o retorno das ações. Assim, para a determinação dos *payoffs* foi calculada a sua média aritmética simples dos últimos doze meses antecedendo o mês de estimativa. Já a exposição da ação a cada fator utiliza informações disponíveis no mês precedente de prognóstico. Esta é definida como o número de desvios-padrão que a ação se distancia da média do fator.

A tabela 2 apresenta o resultado da simulação utilizando o modelo de Haugen e Baker (1996) para prever retornos das ações na Bovespa. Nesta encontram-se os retornos mensais encontrados para cada tercil ao longo do período de teste, bem como, a média, o desvio-padrão e o retorno acumulado desta série. Para efeito de comparação, efetuou-se também o cálculo destas medidas para o índice de mercado da amostra, composto por todas as suas ações componentes, e índices amplamente conhecidos como: Ibovespa, IBX Índice Brasil e FGV-100.

Fazendo uma breve análise descritiva dos resultados encontrados, fica evidente na tabela 2 a superioridade do tercil 3 frente aos demais tercis. Este obteve melhor rendimento mensal em 18 dos 36 meses de teste, ou seja, a frequência dos retornos vencedores para este tercil se igualou à soma dos demais. Em relação ao índice de mercado da amostra, este alcançou superioridade ainda mais notável, 27 meses vencedores contra 9 perdidos. Relativo ao

Ibovespa e o IBX índice Brasil, os resultados obtidos apontaram 24 meses a favor do tercil 3 e 12 meses contra. Comparado ao FGV-100 o resultado foi parelho com 18 meses vencidos por cada um. Vale ressaltar, que este índice, apesar de excluir as ações de estatais e instituições financeiras, é composto em parte por ações negociadas na Sociedade Operadora de Mercado de Acesso (SOMA), ou seja, títulos negociados em bolsa que não na Bovespa.

Tabela 2: Resultados mensais da simulação utilizando o Modelo de Fator de Retorno Esperado para o período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

Mês	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Índice de mercado	Ibovespa	IBX Ind. Brasil	FGV-100
jan/00	-0,90%	0,60%	2,21%	0,66%	-4,83%	-4,45%	3,07%
fev/00	-1,44%	-2,46%	0,28%	-1,22%	9,83%	7,25%	4,33%
mar/00	-1,82%	-3,09%	-2,44%	-2,46%	2,13%	3,34%	1,30%
abr/00	-7,68%	-7,43%	-6,87%	-7,33%	-15,68%	-14,55%	-9,15%
mai/00	0,29%	-4,52%	-1,84%	-2,02%	-4,79%	-3,26%	0,48%
jun/00	10,22%	12,54%	12,36%	11,72%	13,49%	15,08%	5,79%
jul/00	7,46%	6,50%	8,09%	7,34%	-0,24%	-0,31%	1,41%
ago/00	6,26%	2,47%	4,95%	4,52%	2,61%	3,85%	7,89%
set/00	-4,83%	-2,45%	-2,44%	-3,23%	-9,19%	-6,65%	-5,55%
out/00	-5,97%	-4,44%	-5,78%	-5,38%	-9,85%	-8,44%	-4,42%
nov/00	-8,79%	-8,42%	-7,91%	-8,37%	-12,94%	-10,55%	-9,52%
dez/00	5,10%	6,51%	7,68%	6,43%	15,09%	13,79%	13,21%
jan/01	19,58%	15,37%	16,56%	17,14%	14,89%	13,79%	17,71%
fev/01	-0,79%	-6,44%	-4,92%	-4,08%	-13,34%	-10,77%	-7,18%
mar/01	-3,88%	-6,86%	-2,94%	-4,60%	-14,04%	-11,29%	-9,00%
abr/01	-1,73%	1,20%	0,13%	-0,11%	2,23%	3,93%	3,71%
mai/01	-7,38%	-6,42%	-6,84%	-6,87%	-9,09%	-5,77%	-1,29%
jun/01	4,12%	0,55%	1,56%	2,06%	1,76%	0,89%	2,33%
jul/01	-3,27%	-2,63%	2,12%	-1,25%	-10,44%	-8,24%	-6,04%
ago/01	-2,63%	-1,49%	-1,30%	-1,80%	-11,05%	-9,01%	-4,67%
set/01	-15,74%	-14,63%	-11,21%	-13,87%	-20,88%	-18,22%	-14,36%
out/01	11,07%	8,34%	9,00%	9,45%	5,44%	4,79%	9,39%
nov/01	22,78%	7,77%	6,09%	12,15%	21,82%	14,62%	17,29%
dez/01	1,88%	6,55%	6,60%	5,03%	14,42%	14,44%	5,54%
jan/02	4,14%	2,01%	3,32%	3,14%	-10,10%	-6,85%	-1,83%
fev/02	6,59%	6,47%	7,91%	6,98%	13,61%	14,69%	8,78%
mar/02	0,28%	4,62%	1,07%	2,03%	-4,55%	0,00%	-2,58%
abr/02	-2,60%	2,13%	4,55%	1,37%	-2,90%	-0,90%	1,62%
mai/02	-7,22%	-3,16%	-0,64%	-3,71%	-7,93%	-7,03%	0,29%
jun/02	-7,97%	-3,90%	-4,05%	-5,29%	-23,21%	-18,37%	-6,85%
jul/02	-7,54%	-2,57%	1,11%	-3,05%	-27,29%	-25,38%	-4,84%
ago/02	4,31%	9,02%	0,44%	4,66%	20,64%	18,11%	6,75%
set/02	-15,15%	-6,30%	0,00%	-7,15%	-35,56%	-30,20%	-8,04%
out/02	4,78%	11,51%	9,61%	8,67%	26,00%	26,45%	14,95%
nov/02	1,59%	7,17%	3,15%	4,01%	3,60%	1,61%	3,52%
dez/02	-3,18%	4,78%	6,15%	2,61%	10,36%	9,32%	5,20%
Média mensal	0,00%	0,80%	1,55%	0,78%	-1,94%	-0,95%	1,09%
Desvio-padrão	8,17%	6,78%	6,05%	6,62%	14,38%	12,72%	7,87%
Ret. acumulado	-10,82%	23,18%	63,48%	22,83%	-66,62%	-47,40%	32,96%
Índice Sharpe	-0,16968	-0,08581	0,027344	-0,09073	-0,23131	-0,18369	-0,03736

Quantitativamente os resultados também apontam um melhor desempenho do tercil 3 no que se refere à média dos retornos mensais e o retorno acumulado no período. Este venceu os demais e se diferenciou pelo teste t de diferença de médias com 5% de significância. Além disto, o tercil 3 alcançou uma maior média mensal dos seus retornos relativo ao índice da amostra deste estudo. Isto evidencia que o modelo foi capaz de montar *portfolios*, dentro de um conjunto de ações, com retornos acima da média. O teste t , neste caso, também foi significativo ao nível de 5%.

Outro aspecto interessante, é que o tercil 3, além de possuir maior retorno, foi o que apresentou menor desvio-padrão na série de retornos mensais. Tal fato sugere que os rendimentos dos *portfolios* deste tercil foram menos arriscados que os demais no período, inclusive se comparado ao risco da carteira de mercado. Conseqüentemente, o índice Sharpe³⁵ calculado para o tercil 3 foi superior aos demais denotando uma maior recompensa pelo risco.

Quanto ao retorno acumulado no período, a figura 4 apresenta o comportamento relativo entre os tercils formados e, também, o índice de mercado da amostra. Pode-se observar que o tercil 3 manteve-se com melhor desempenho acumulado durante todo o período (janeiro de 2000 a dezembro de 2002) em relação aos demais. Em apenas um único momento (novembro de 2001) o tercil 1 ficou bem próximo do tercil 3, tendo, logo em seguida, se afastado e seguido uma projeção de baixa. Pode-se notar, também, que o Modelo de Fator de Retorno Esperado apresentou melhor desempenho no ano de 2002, quando houve uma reversão entre os tercils 1 e 2 (este último passando a ter melhor rendimento) e o tercil 3 ampliando a sua vantagem em relação aos demais.

³⁵ Para a construção do índice Sharpe foi utilizada, como *proxy* da taxa livre de risco, a média no período da taxa selic mensal.

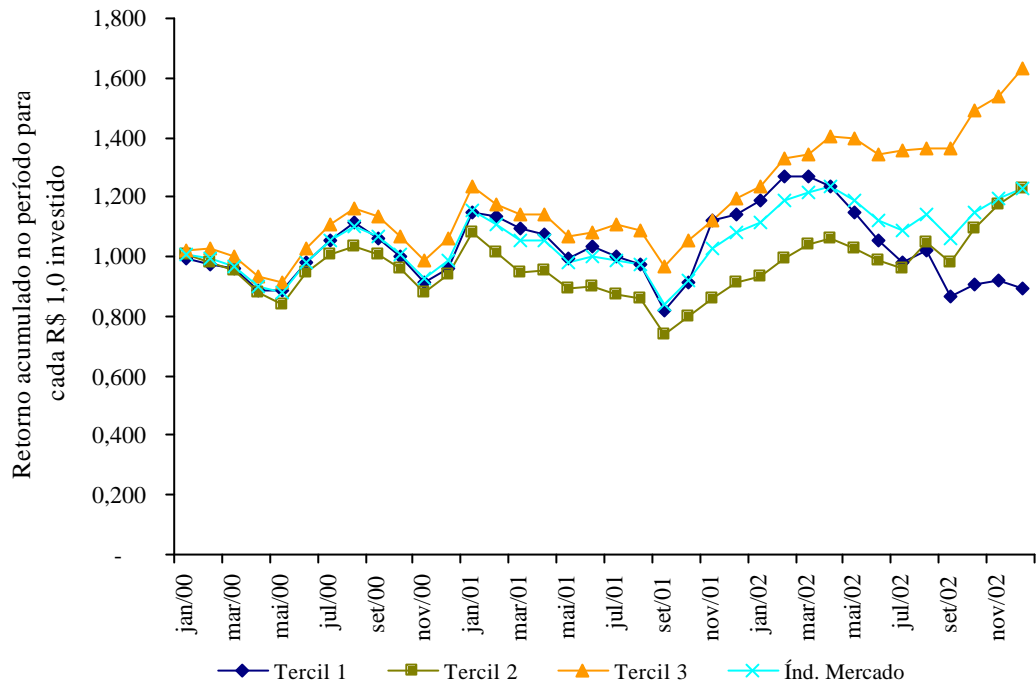


Figura 4: Comparação dos retornos acumulados entre os tercís, formados pelo Modelo de Fator de Retorno Esperado, e o índice de mercado da amostra no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

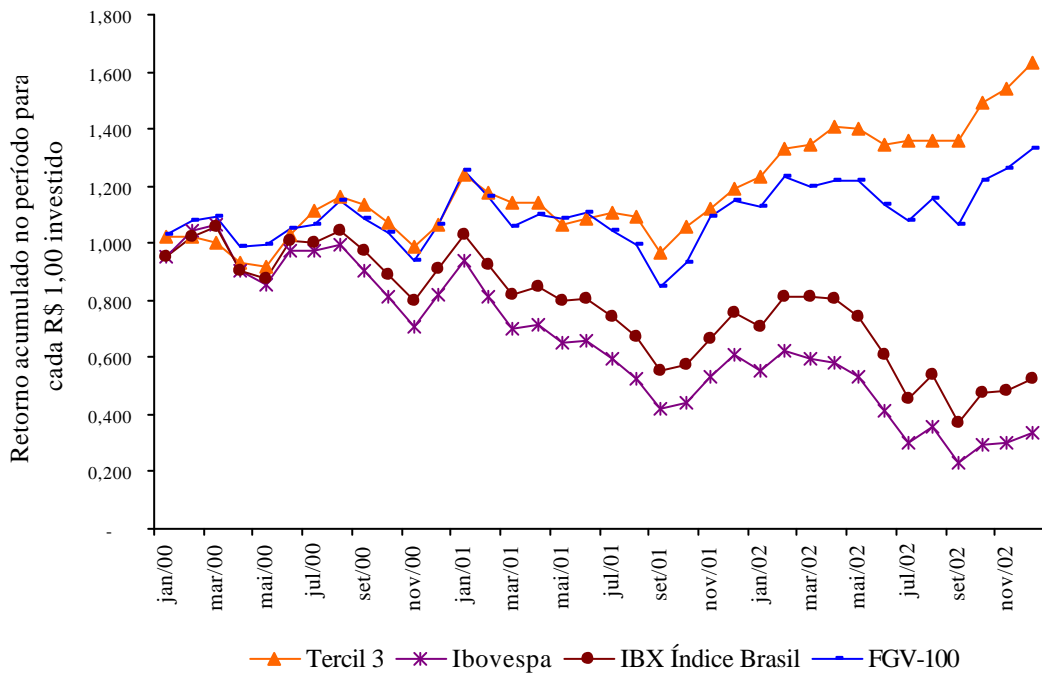


Figura 5: Comparação dos retornos acumulados entre o tercíl 3, formado a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado, e os índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

Comparando o retorno acumulado ao longo do período da simulação do tercil 3 com os índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 (figura 5), nota-se, novamente, superioridade da estratégia de investimento utilizando o Modelo de Fator de Retorno Esperado. Assim, um investidor que tivesse utilizado esta ferramenta para formar os seus *portfolios* teria obtido um rendimento acumulado, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2002, superior à estratégia de investimento atrelada a qualquer um destes índices. A diferença dos retornos acumulados variou de um máximo de 130% em relação ao índice Ibovespa e um mínimo de 30,5% quando comparado ao FGV-100.

7.2.2 Simulação de Investimentos - APT (*Arbitrage Pricing Theory*)

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos para a simulação de investimentos em *portfolios* selecionados a partir da APT. Nesta encontram-se os rendimentos mensais das estratégias montadas bem como o desvio-padrão da série e o retorno acumulado no período.

Observando a média dos retornos mensais alcançadas pelos tercís formados, nota-se que, assim como o Modelo de Fator de Retorno Esperado, a APT foi capaz de selecionar *portfolios* compondo o tercil 3 apresentando uma média dos retornos mensais superior aos demais tercís e ao índice de mercado. Entretanto, o teste *t*, aplicado para verificar se estas médias são estatisticamente diferentes, não atingiu significância ao nível de 10% em nenhum dos casos.

Quanto ao desvio-padrão da série de retornos mensais este se apresentou menor para o tercil 3, denotando menor risco de variação dos rendimentos desta estratégia. Este variou de um mínimo de 5,66% para o tercil 3 e um máximo de 8,1% para o tercil 1. Desta forma, o índice Sharpe para o período foi maior para o tercil 3.

Tabela 3: Resultados mensais da simulação utilizando a APT – *Arbitrage Pricing Theory* - para o período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

Mês	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Índice de mercado	Ibovespa	IBX Ind. Brasil	FGV-100
jan/00	5,41%	-4,44%	1,00%	0,66%	-4,83%	-4,45%	3,07%
fev/00	-2,09%	-0,80%	-0,81%	-1,22%	9,83%	7,25%	4,33%
mar/00	-4,50%	-0,68%	-2,26%	-2,46%	2,13%	3,34%	1,30%
abr/00	-4,21%	-9,35%	-8,35%	-7,33%	-15,68%	-14,55%	-9,15%
mai/00	-2,22%	-0,19%	-3,81%	-2,02%	-4,79%	-3,26%	0,48%
jun/00	8,99%	14,13%	11,92%	11,72%	13,49%	15,08%	5,79%
jul/00	8,10%	9,78%	4,02%	7,34%	-0,24%	-0,31%	1,41%
ago/00	1,84%	5,16%	6,43%	4,52%	2,61%	3,85%	7,89%
set/00	-2,63%	-3,22%	-3,84%	-3,23%	-9,19%	-6,65%	-5,55%
out/00	-4,18%	-6,06%	-5,89%	-5,38%	-9,85%	-8,44%	-4,42%
nov/00	-6,90%	-8,80%	-9,40%	-8,37%	-12,94%	-10,55%	-9,52%
dez/00	4,40%	9,81%	4,95%	6,43%	15,09%	13,79%	13,21%
jan/01	19,34%	17,98%	14,07%	17,14%	14,89%	13,79%	17,71%
fev/01	-6,28%	-5,95%	0,07%	-4,08%	-13,34%	-10,77%	-7,18%
mar/01	-6,99%	-1,98%	-4,93%	-4,60%	-14,04%	-11,29%	-9,00%
abr/01	-4,22%	1,84%	1,96%	-0,11%	2,23%	3,93%	3,71%
mai/01	-9,48%	-9,72%	-1,28%	-6,87%	-9,09%	-5,77%	-1,29%
jun/01	2,57%	2,26%	1,32%	2,06%	1,76%	0,89%	2,33%
jul/01	-3,13%	1,15%	-1,91%	-1,25%	-10,44%	-8,24%	-6,04%
ago/01	-2,82%	-1,46%	-1,14%	-1,80%	-11,05%	-9,01%	-4,67%
set/01	-17,72%	-12,50%	-11,46%	-13,87%	-20,88%	-18,22%	-14,36%
out/01	10,63%	7,26%	10,56%	9,45%	5,44%	4,79%	9,39%
nov/01	18,74%	12,10%	5,60%	12,15%	21,82%	14,62%	17,29%
dez/01	7,17%	3,95%	4,03%	5,03%	14,42%	14,44%	5,54%
jan/02	4,39%	4,22%	0,78%	3,14%	-10,10%	-6,85%	-1,83%
fev/02	8,60%	6,02%	6,36%	6,98%	13,61%	14,69%	8,78%
mar/02	-0,36%	2,09%	4,35%	2,03%	-4,55%	0,00%	-2,58%
abr/02	-1,82%	2,43%	3,47%	1,37%	-2,90%	-0,90%	1,62%
mai/02	-6,21%	-3,77%	-1,25%	-3,71%	-7,93%	-7,03%	0,29%
jun/02	-6,84%	-7,67%	-1,26%	-5,29%	-23,21%	-18,37%	-6,85%
jul/02	-3,43%	-3,93%	-1,81%	-3,05%	-27,29%	-25,38%	-4,84%
ago/02	7,64%	2,21%	4,35%	4,66%	20,64%	18,11%	6,75%
set/02	-13,89%	-5,83%	-2,08%	-7,15%	-35,56%	-30,20%	-8,04%
out/02	8,46%	12,08%	5,33%	8,67%	26,00%	26,45%	14,95%
nov/02	1,86%	3,26%	6,96%	4,01%	3,60%	1,61%	3,52%
dez/02	6,33%	0,63%	0,96%	2,61%	10,36%	9,32%	5,20%
Média mensal	0,40%	0,89%	1,03%	0,78%	-1,94%	-0,95%	1,09%
Desvio-padrão	8,10%	7,19%	5,66%	6,62%	14,38%	12,72%	7,87%
Ret. acumulado	3,26%	25,98%	36,78%	22,83%	-66,62%	-47,40%	32,96%
Índice Sharpe	-0,1209	-0,0687	-0,0630	-0,09073	-0,23131	-0,18369	-0,03736

Comparando os resultados do tercil 3 com os do índice Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100, percebe-se que a média do retorno mensal do tercil 3 não conseguiu superar a alcançada pelo FGV-100. Em relação aos demais índices o tercil 3 foi vencedor. Pode-se verificar também que o desvio-padrão dos retornos mensais do tercil 3 foi o menor.

Passando para a análise do retorno acumulado no período (figura 6), o tercil 3 foi o que apresentou maior resultado, dentre todos os tercis e o índice de mercado, no final do período em que foi realizado o teste de simulação. Entretanto, se for observado o comportamento desta medida ao longo do período em análise, nota-se que o tercil 3 passou a superar o tercil 2 e o índice de mercado apenas em meados do ano de 2002. Além disso, até o início do ano de 2001, o tercil 3 apresentava o retorno acumulado mais baixo dentre os tercis.

Em relação aos índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 (figura 7), o tercil 3 alcançou diferença máxima no retorno acumulado de 103,4% relativo ao Ibovespa e mínima de apenas 3,82% em relativo ao FGV-100. Neste último caso, o tercil 3 sustentou retorno acumulado superior apenas a partir de junho de 2002.

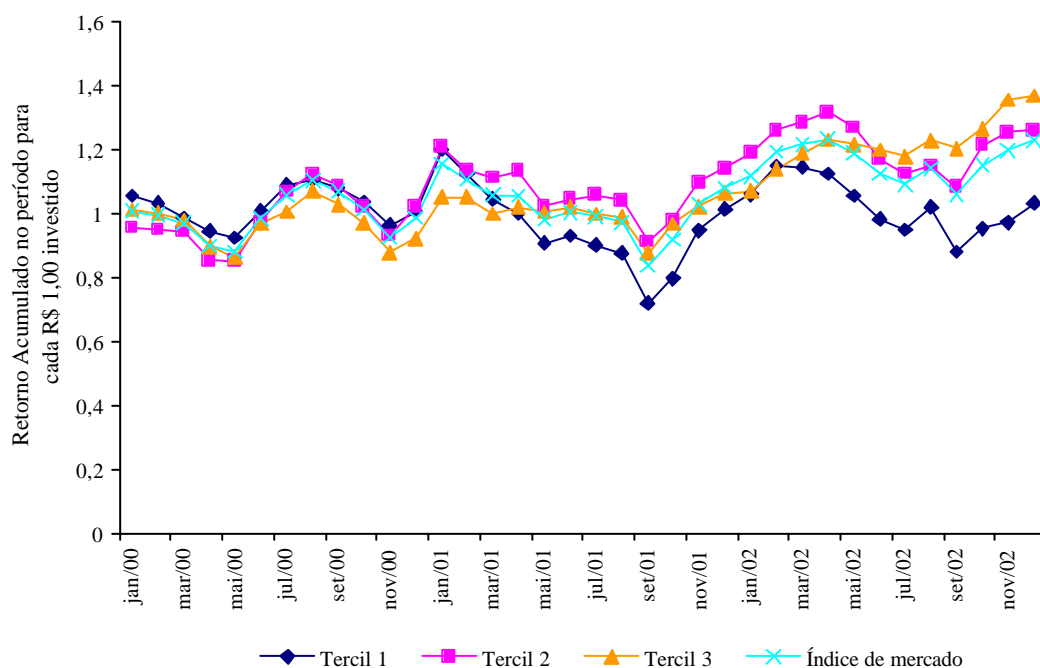


Figura 6: Comparação dos retornos acumulados entre os tercis, formados pela APT, e o índice de mercado da amostra no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

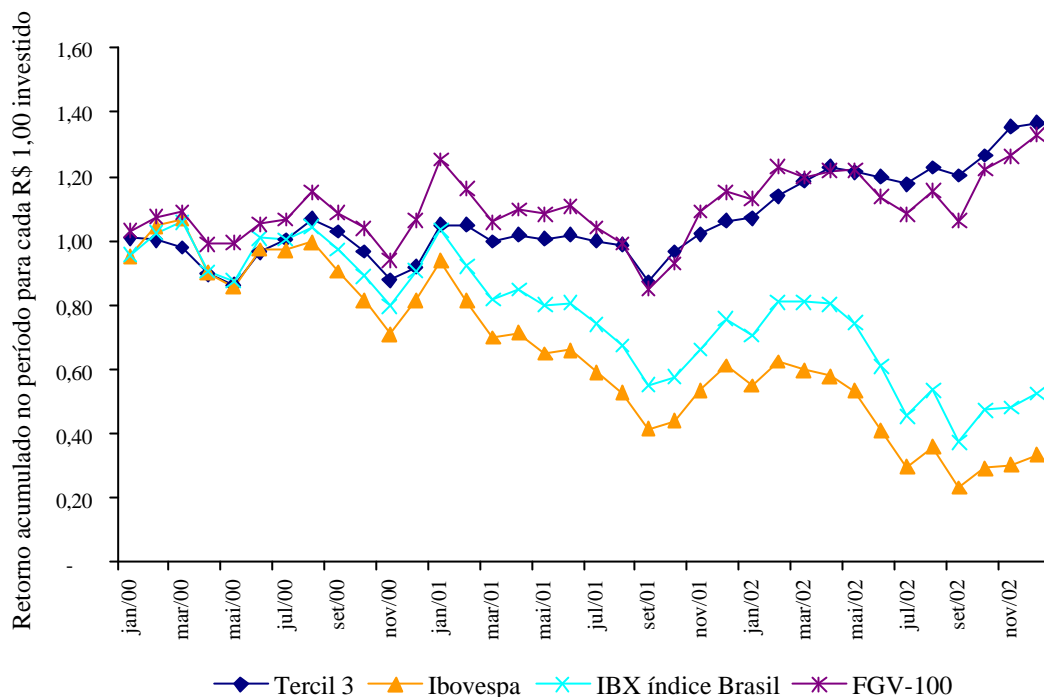


Figura 7: Comparação dos retornos acumulados entre o tercil 3, formado a partir da APT, e os índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

7.3 Análise de Risco dos *Portfolios*

7.3.1 Modelo de Fator de Retorno Esperado

A fim de verificar se os *portfolios* que compuseram o tercil 3 do Modelo de Fator de Retorno Esperado eram mais arriscados que os demais e que, por isso, ofereceram maiores ganhos, efetuou-se o cômputo da média da exposição a oito medidas de risco e duas de liquidez de cada *portfolio* mensal formado. Os resultados das médias encontradas, bem como, dos testes *t* de diferença de médias aplicados, podem ser visualizados na tabela 4.

A primeira medida de risco avaliada foi o beta de mercado. Neste caso, os *portfolios* do tercil 3 mostram-se ser menos arriscados que os demais uma vez que a exposição média encontrada para este fator foi negativa e inferior aos demais. Isto indica que os *portfolios* que

compuseram o tercil 3 apresentaram exposição a este fator abaixo da média. Os testes t das combinações possíveis entre os tercis foram todos significantes a 1%.

Tabela 4: Resultados dos testes t (p-value) para diferença de médias da exposição dos tercis, formados a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado, em relação a medidas de risco e liquidez

Fator	Exposição	Resultados testes t (p-value)			Fator	Exposição	Resultados testes t (p-value)		
Beta de mercado	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Volatilidade	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	0,1093	-	0,0074	2,00E-06	Tercil 1	0,15184	-	0,0003	8,00E-05
Tercil 2	0,0121		-	0,0027	Tercil 2	-0,0579		-	0,2603
Tercil 3	-0,1219			-	Tercil 3	-0,0914			-
Variação residual	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Risco rendimentos	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	0,0707	-	0,0297	0,0486	Tercil 1	-0,0447	-	0,3171	7,00E-05
Tercil 2	-0,0187		-	0,2816	Tercil 2	-0,0633		-	0,0002
Tercil 3	-0,0512			-	Tercil 3	0,11073			-
Coef endividamento	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Tend endividamento	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	0,0079	-	0,469	0,3621	Tercil 1	0,0765	-	0,0232	0,0143
Tercil 2	0,0036		-	0,349	Tercil 2	-0,0297		-	0,3393
Tercil 3	-0,0118			-	Tercil 3	-0,0455			-
Variab rendimentos	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Variab. Dividendos	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	-0,0788	-	0,4761	4,00E-09	Tercil 1	-0,1455	-	0,0354	1,00E-13
Tercil 2	-0,0809		-	9,00E-07	Tercil 2	-0,09		-	9,00E-09
Tercil 3	0,1632			-	Tercil 3	0,23938			-
Cap de mercado	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Liquidez de mercado	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	-0,1103	-	0,0101	1,00E-05	Tercil 1	-0,0822	-	0,0188	7,00E-05
Tercil 2	-0,1893		-	2,00E-09	Tercil 2	-0,1631		-	2,00E-09
Tercil 3	0,3079			-	Tercil 3	0,25239			-

No que se refere à volatilidade, variação residual e tendência do coeficiente de endividamento, os *portfolios* do tercil 3 novamente foram os que apresentaram menor exposição, seguido dos *portfolios* do tercil 2, ambos com média negativa. Para estas medidas de risco, houve diferenciação do segundo e terceiro tercil em relação ao primeiro tercil 1 (sig. 5%), porém, não entre si.

Já para as medidas que envolveram o risco dos rendimentos e a variabilidade dos rendimentos e dividendos, o tercil 3 (vencedor) apresentou ser mais arriscado. As médias encontradas para a exposição a estes fatores foram positivas e superiores às demais. O teste t acusou significância ao nível de 1% das diferenças de média obtidas.

Contraopondo a esta última observação, nota-se que os *portfolios* do tercil vencedor foram compostos, em média, por ações de empresas de maior porte e com maior liquidez no mercado. Para estas duas medidas, as médias calculadas foram expressivamente positivas e diferente das demais com 1% de significância. Estes resultados podem, de certa maneira, sobrepor os achados anteriores, ao qual o tercil 3 apresentou-se maior risco, pois, é de se supor que as grandes empresas são capazes de lidar com maiores flutuações dos resultados operacionais.

Por fim, pode-se afirmar que, apesar das empresas que compuseram o tercil 3 terem apresentado maior risco em algumas medidas analisadas, estas se mostraram, de maneira geral, serem de baixo risco. Assim, observa-se no mercado brasileiro a possibilidade de se efetuar ganhos acima da média sem, no entanto, estar exposto a um maior risco.

7.3.2 APT – Arbitrage Pricing Theory

Da mesma forma como realizado para o Modelo de Fator de Retorno Esperado, computou-se para a APT o perfil de risco dos tercís formados pelo modelo. Novamente, tomou-se a média da exposição dos *portfolios* a oito medidas de risco e duas relativas a liquidez das ações. A tabela 5 apresenta os resultados encontrados.

Através da tabela 5, pode-se notar que o tercil 3 selecionado a partir da APT apresentou, em média, exposição intermediária em relação ao risco de rendimentos, variabilidade de rendimentos e tendência de endividamento diferenciando-se dos demais tercís com 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente. Quanto à variação residual e a variabilidade dos dividendos o tercil 3 da APT mostrou-se ser mais arriscado, demonstrando maior exposição média a estes fatores em relação aos demais tercís. O teste *t* de diferença de médias entre o tercil 3 e os demais tercís foi significativo ao nível de 1% para a primeira medida e 10% para a segunda. É importante verificar também que o único fator de risco ao qual o tercil 3 apresentou menor exposição foi em relação ao beta de mercado. No entanto, para esta medida o teste *t* não atingiu significância de 10%.

Tabela 5: Resultados dos testes t (p-value) para diferença de médias da exposição dos tercils, formados a partir da APT, em relação a medidas de risco e liquidez

Fator	Exposição	Resultados testes t (p-value)			Fator	Exposição	Resultados testes t (p-value)		
Beta de mercado	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Volatilidade	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	-0,0164	-	0,2813	0,4762	Tercil 1	0,1109	-	0,0003	0,4917
Tercil 2	0,0418		-	0,2221	Tercil 2	-0,2103		-	0,0000
Tercil 3	-0,0272			-	Tercil 3	0,1086			-
Varição residual	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Risco rendimentos	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	0,0049	-	0,0004	0,0004	Tercil 1	0,1243	-	0,0002	0,0288
Tercil 2	-0,1745		-	0,0000	Tercil 2	-0,0947		-	0,0921
Tercil 3	0,1772			-	Tercil 3	-0,0255			-
Coef endividamento	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Tend endividamento	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	-0,0357	-	0,1509	0,0693	Tercil 1	0,1345	-	0,0000	0,0009
Tercil 2	0,0063		-	0,2559	Tercil 2	-0,1075		-	0,0029
Tercil 3	0,0304			-	Tercil 3	-0,0223			-
Variab rendimentos	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Variab. Dividendos	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	0,1310	-	0,0000	0,0382	Tercil 1	0,0126	-	0,0375	0,0818
Tercil 2	-0,1246		-	0,0059	Tercil 2	-0,0751		-	0,0004
Tercil 3	-0,0010			-	Tercil 3	0,0657			-
Cap de mercado	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3	Liquidez de mercado	Média exp.	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3
Tercil 1	0,0410	-	0,0001	0,2928	Tercil 1	0,0859	-	0,0092	0,1255
Tercil 2	-0,1136		-	0,0000	Tercil 2	-0,0541		-	0,3325
Tercil 3	0,0776			-	Tercil 3	-0,0294			-

Em relação aos fatores de liquidez, apesar do tercil 3 ter obtido maior exposição média quanto à capitalização de mercado, denotando assim que as ações componentes deste tercil foram, em média, de empresas de maior porte em relação aos demais, este não se diferenciou de forma significativa da média alcançada pelo tercil 1. Quanto à medida de liquidez o tercil 3 apresentou exposição intermediária, tendo sido inferior à exposição encontrada para o tercil 1. O teste de diferença de médias, no entanto, não foi significativo em relação aos demais tercils.

Finalmente, analisando os resultados encontrados para avaliar o risco dos tercils formados a partir da APT, pode-se afirmar que o tercil 3, de maior rendimento no período, apresentou, de uma forma geral, risco intermediário em relação aos demais tercils. Isto quer dizer que o tercil 3 não pode ser considerado, através dos resultados apresentados, como sendo o tercil de maior ou menor risco. Apesar deste ter tido maior exposição média em relação a alguns fatores, houve em outros casos em que este obteve a exposição intermediária e, para a medida de capitalização de mercado, este apresentou maior resultado médio.

7.4 Modelo de Fator de Retorno Esperado versus APT

Comparando o desempenho alcançado pelos dois modelos testados nesta pesquisa, verifica-se que o Modelo de Fator de Retorno Esperado obteve uma média de retorno mensal para o *portfolio* vencedor (1,55%) superior ao do *portfolio* de melhor desempenho da APT (1,03%). Tal constatação pode ser feita comparando-se os resultados apresentados nas tabelas 2 e 3, ao qual denotam os valores obtidos para o Modelo de Fator de Retorno Esperado e a APT, respectivamente. No entanto, o teste de diferença de médias entre estes dois valores foi significativa ao nível de 12% apenas.

Quanto ao risco de rendimentos da série de retornos, ainda referente às tabelas 2 e 3, o tercil 3, montado a partir da APT, mostrou-se ser menos arriscado apresentando um desvio-padrão de 5,66% comparado ao obtido para o tercil 3 do Modelo de Fator de Retorno Esperado que foi de 6,05%. Entretanto, quando observamos o índice Sharpe destas estratégias, o tercil 3 da APT alcançou índice negativo enquanto o tercil correspondente do Modelo de Fator de Retorno Esperado foi positivo. Isso denota que o tercil 3 da APT alcançou média dos retornos mensais inferior à média da selic mensal no período.

Uma análise dos retornos acumulados pelos *portfolios* vencedores de cada modelo ao longo do período de teste mostra consistente superioridade dos retornos gerados a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado. Como pode ser observado na figura 8, os *portfolios* selecionados a partir deste modelo foram capazes de sustentar um maior rendimento acumulado ao longo de todo o período de teste em relação aos *portfolios* montados a partir da APT. A diferença do retorno acumulado no período foi de 26,7%.

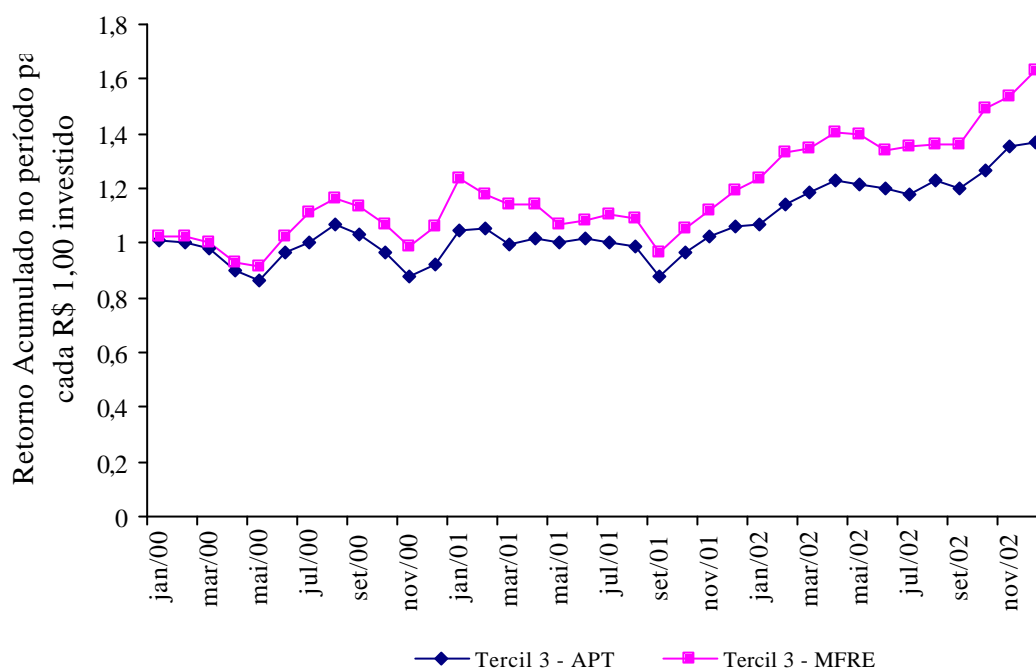


Figura 8: Comparação dos retornos acumulados entre o tercil 3, formado a partir da APT, e o tercil 3, formado a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado, no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

Quanto ao perfil de risco apresentado pelos *portfolios* compondo o tercil 3 de cada modelo, pode-se afirmar que estes possuem perfis distintos. A figura 9 apresenta a exposição média encontrada para cada medida de risco e liquidez computada para o tercil 3 do Modelo de Fator de Retorno Esperado e da APT.

Analisando, primeiramente, as medidas relacionadas ao risco, pode-se perceber que o tercil 3 do Modelo de Fator de Retorno Esperado apresentou maior exposição média, em relação ao mesmo tercil formado a partir da APT, para as seguintes medidas: risco de rendimentos, variabilidade dos rendimentos e variabilidade dos dividendos. O teste *t* de diferença de médias acusou significância ao nível de 1% para todas estas medidas. Já no que se refere ao beta de mercado, volatilidade, variação residual, coeficiente de endividamento e tendência de endividamento, o valor da exposição média encontrada para o tercil 3 do Modelo de Fator de Retorno Esperado foi inferior ao correspondente tercil da APT. Para as medidas beta de mercado e tendência de endividamento, o teste *t*, no entanto, não foi significativo. Para todas as demais, o teste atingiu significância ao nível de 1%, com exceção apenas para o teste com o coeficiente de endividamento ao qual obteve significância de 10%.

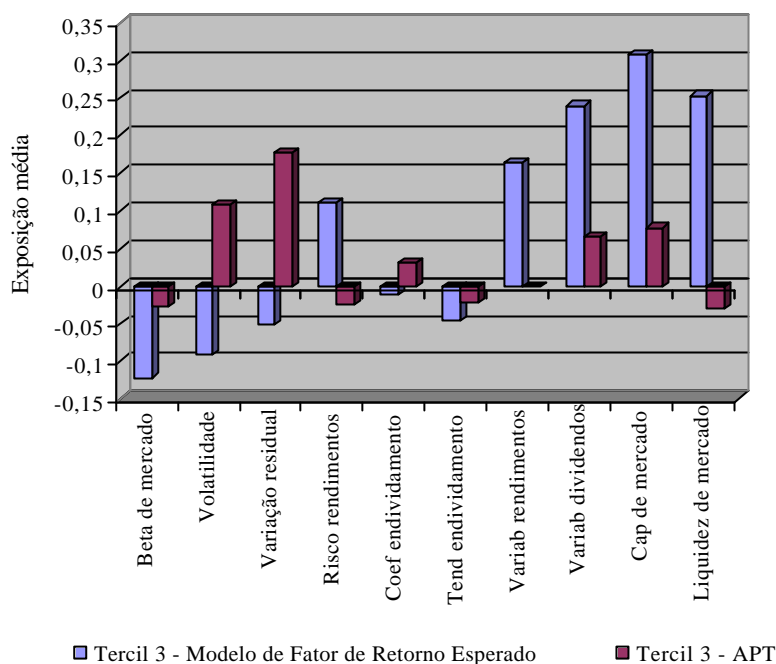


Figura 9: Perfil de risco dos *portfolios* formados a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado e da APT no período - janeiro de 2000 a dezembro de 2002

Passando para as medidas relacionadas à liquidez, novamente o tercil 3 composto pelo Modelo de Fator de Retorno Esperado mostrou-se ser menos arriscado se comparado ao mesmo tercil da APT. O primeiro modelo foi capaz de selecionar, para o seu *portfolio* de melhor desempenho, ações, em média, de empresas de maior porte e liquidez no mercado. Para ambas as medidas o teste *t* acusou significância de 1% nas diferenças de médias obtidas.

Finalmente, fazendo-se uma análise comparativa ampla dos resultados encontrados para os tercis de melhor desempenho dos modelos testados nesta pesquisa, conclui-se que o *spread* observado entre o retorno do tercil 3 formado a partir do Modelo de Fator de Retorno Esperado e da APT não pode ser atribuído a um prêmio de risco. De uma forma geral, o tercil 3 selecionado pelo primeiro modelo mostrou-se ser menos arriscado que o mesmo tercil montado pela APT. Estes resultados apontam, portanto, uma maior eficiência do Modelo de Fator de Retorno Esperado em selecionar *portfolios* com melhor relação risco-retorno na Bovespa.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou, em uma primeira análise, estudar os fatores determinantes dos retornos diferenciais das ações na Bovespa. Em seguida, visou-se analisar, através de um teste comparativo de desempenho, a aplicabilidade do Modelo de Fator de Retorno Esperado e da APT (*Arbitrage Pricing Theory*) em prognosticar os retornos das ações no mercado de capitais brasileiro. O primeiro modelo, proposto por Haugen e Baker (1996), não possui qualquer fundamentação teórica, sendo definido de forma puramente estatística. Este se baseia nas características das próprias ações (fatores) para determinar o retorno futuro de uma ação, relativo a uma ação com perspectiva de retorno médio. O segundo modelo, desenvolvido por Ross (1976), está calcado em teorias econômicas e prevê que a sensibilidade das ações à variação de diversos fatores (betas), estes não especificados pelo modelo, definem o risco individual e, portanto, o retorno esperado para cada ativo.

Os resultados apontaram sete fatores capazes de explicar o retorno diferencial mensal das ações negociadas na Bovespa. Contrapondo-se aos pressupostos teóricos, nenhum fator de risco inseriu-se no grupo de fatores selecionados. Já os fatores que apresentaram significância estatística em suas médias, dois inserem-se no grupo liquidez (capitalização de mercado e tendência do volume de negociação), três referem-se aos parâmetros de valor das ações (relação dividendos/preço, tendência da relação dividendos/preço e relação fluxo de caixa/preço) e dois estão relacionados ao histórico de preços das ações (excesso de retornos nos 3 e 12 meses anteriores).

Através de simulação de investimentos utilizando os fatores selecionados, pôde-se observar que o Modelo de Fator de Retorno Esperado foi capaz de formar *portfolios* de ações com ganhos acima da média. Tal observação foi comprovada através do teste *t* de diferença de médias que acusou significância ao nível de 5%. A média do retorno mensal alcançado pelo tercil de melhor desempenho foi de 1,55% ao mês, enquanto que a mesma medida envolvendo o índice de mercado, composto por todas as ações da amostra, alcançou o valor de 0,78%. Além disto, os *portfolios* vencedores apresentaram o menor desvio-padrão na série de retornos mensais, sugerindo menor risco dos seus rendimentos.

O resultado do teste de simulação envolvendo a APT informou que o modelo também foi capaz de selecionar *portfolios* com ganhos acima da média. No entanto, não houve diferenciação significativa da média relativa à do índice de mercado. O tercil 3 (vencedor) da APT atingiu média mensal dos retornos de 1,03%. O desvio-padrão da série foi o menor de todos.

Feita a análise de risco dos *portfolios* selecionados pelos modelos obteve-se um resultado intrigante. Verificou-se que as ações componentes dos *portfolios* vencedores do Modelo de Fator de Retorno Esperado são, comparativamente, de empresas de maior porte e liquidez e ainda apresentam, na média, menor exposição aos parâmetros beta de mercado, volatilidade, variação residual e tendência do coeficiente de endividamento. Desta forma, observou-se que é possível, através da utilização deste modelo, alcançar rendimentos acima da média sem, no entanto, estar exposto a um maior risco.

Já os resultados envolvendo o perfil de risco dos *portfolios* vencedores da APT não evidenciaram a mesma oportunidade observada para o primeiro modelo testado. Pela APT, os *portfolios* que compuseram o tercil 3 apresentaram, de maneira geral, risco intermediário em relação aos demais tercis. Este tercil apresentou, em média, exposição intermediária em relação ao risco de rendimentos, variabilidade de rendimentos e tendência de endividamento, e maior exposição à variação residual e à variabilidade dos dividendos. Tais resultados não descartam, portanto, que a diferença dos retornos obtidos possam ter sido na verdade um prêmio de risco das ações componentes do *portfolio* vencedor.

Comparando os resultados obtidos pelos modelos inseridos neste estudo, pode-se afirmar que o Modelo de Fator de Retorno Esperado foi mais eficiente na tarefa de prognosticar retornos futuros das ações componentes da amostra. Este, além de ter alcançado uma média de retornos mensais superior, foi capaz de sustentar retorno acumulado superior ao da APT durante todo o período de teste. Adicionalmente, o uso deste modelo permitiu selecionar ações com um perfil de menor risco.

O paradoxo observado neste estudo merece, portanto, um pouco mais de atenção. Os resultados encontrados sugerem uma ineficiência do mercado de capitais brasileiro em precificar seus ativos. *Portfolios* construídos com ações de perfil médio menos arriscado

alcançam maiores retornos que aqueles de relação inversa. Esta seria a "*golden opportunity*" ao qual Haugen (2000) se refere em seu livro e que, portanto, o modelo seria capaz de captar. Talvez os aspectos institucionais e os problemas de agências ao qual os investidores estão sujeitos possam realmente, assim como afirmado pelo autor, causar distorções nos preços das ações fazendo com que a precificação não obedeça a relação esperada de risco e retorno.

Os achados deste estudo levantam, portanto, a necessidade de se promover modelos adicionais de precificação de ativos capazes de relaxar a hipótese de mercados eficientes. O aprimoramento do modelo de Haugen e Baker (1996), baseando-se em teorias que incorporem o real comportamento dos mercados de capitais, pode ser o caminho para tentar explicar o paradoxo aqui encontrado.

Por fim, cabe ressaltar que os custos de transação das ações não foram considerados neste estudo. Isto faz com que este divirja um pouco da realidade do mercado, porém, não invalida os resultados obtidos. É sugerido, no entanto, que este aspecto seja considerado em estudos posteriores para uma avaliação mais completa e realista do modelo. Recomenda-se, também, a reaplicação do modelo utilizando dados cotados em dólar para verificar se este mantém um bom desempenho. Além disso, seria interessante repetir este estudo utilizando dados de outros países emergentes para verificar se os fatores determinantes dos retornos das ações são os mesmos encontrados neste estudo e, também, se o modelo alcança bons resultados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALAMBERT, M. *O Efeito Valor, o Efeito Tamanho e o Modelo Multifatorial: Evidências do Caso Brasileiro*. ENANPAD, Anais...., 2000.
- ALCÂNTARA, J. C. G. *O Modelo de Avaliação de Ativos (Capital Asset Pricing Model) – Aplicações*. Revista de Administração de Empresas, Rio de Janeiro, 21(1): 55-65, jan/mar, 1981.
- BALL, R.; KOTHARI, S. P.; SHANKEN, J. *Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies*, Journal of Financial Economics, 38, 79-107, 1995.
- BANZ, R. *The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks*, Journal of Financial Economics, 9, 3-18, 1981.
- BARROS, P. DA S.; PICANÇO, M. B.; COSTA JR., N. C. A. DA, *Retornos e Riscos das Value e Growth Stocks no Mercado Brasileiro*. In: COSTA JR., N. C. A. DA, LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F., *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, p.124-138, 2000.
- BASU, S. *The Relationship Between Earnings Yield, Market Value, and Return For NYSE common Stocks: Further Evidence*, Journal of Financial Economics, 12, 129-156, 1983.
- BLACK, F. *Beta and Return*, Journal of Portfolio Management, 20, 8-18, 1993.
- BLACK, F. *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*, Journal of Business, 45(3), 444-455, 1972.
- BONE, R. B.; RIBEIRO, E. P. *Eficiência Fraca, Efeito Dia-da-Semana e Efeito Feriado no Mercado Acionário Brasileiro: Uma Análise Empírica Sistemática e Robusta*, RAC, v.6, n 1, jan/abr, 2002.
- BRAGA, C. A. B. M.; LEAL, R. P. C. *Ações de Valor e de Crescimento nos Anos 90*. In: BONOMO, M. *Finanças Aplicadas ao Brasil* – Rio de Janeiro : Editora FGV, p.235-248, 2002.

- BREALEY, R. A.; MYERS, S. C. *Principles of Corporate Finance*, 6th ed.: Irwin/McGraw-Hill, 2000.
- BRENNAN, M. J. *Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy*, National Tax Journal, 23, December: 417-427, 1970.
- BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N.; ROSS, S. A. *Survival*, Journal of Finance, 50, 853-873, 1995.
- BROWN, S. J., WEINSTEIN, M. I. *A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm*, Journal of Finance, 38, 711-743, 1983.
- CERETTA, P. S.; COSTA JR., N. C. A. DA. *Quantas Ações Tornam um Portfólio Diversificado no Mercado de Capitais Brasileiro? In: COSTA JR., N. C. A. DA, LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F., Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, p.19-33, 2000.*
- CHAMBERLAIN, G.; ROTHSCCHILD, M. *Arbitrage and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets*, Econometrica, 51, 1281-1301, 1983.
- CHEN, N.; ROLL, R.; ROSS, S. *Economic Forces and The Stock Market*, Journal of Business, 59, 383-403, 1986.
- CHENG, A. C. S. *The U.K. Stock Market and Economic Factors: a New Approach*, Journal of Business and Accounting, 22, 139-142, 1995.
- CHOPRA, N.; LAKONISHOK, J.; RITTER, J. R. *Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?*, Journal of Financial Economics, 31, 235-268, 1992.
- CONNOR, G.; KORAJCZYK, R. A. *A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model*, Journal of Finance, 48, 4, sep, 1993.
- COSTA JR., N. C. A. DA, *Sobre-reação a Longo Prazo no Mercado Brasileiro de Ações*. Working Paper, UFSC, 1994.
- COSTA JR., N. C. A. DA; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F. *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, 2000.*

COSTA JR., N. C. A. DA; NEVES, M. B. E. DAS. *Variáveis Fundamentalistas e Retornos das Ações*. In: COSTA JR., N. C. A. DA, LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F., *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, p.99-111, 2000.

COSTA JR., N. C. A. DA; O'HANLON, J. *O Efeito Tamanho versus o Efeito Mês-do-Ano no Mercado de Capitais Brasileiro: Uma Análise Empírica*. In: COSTA JR., N. C. A. DA, LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F., *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, p.152-167, 2000.

DAMODARAN, A. *Avaliação de Investimentos: Ferramentas e Técnicas para a Determinação do Valor de Qualquer Ativo* – Rio de Janeiro : Qualitymark Ed., 1997.

DE BONDT, W. F. M.; THALER, R. *Does The Stock Market Overreact?*, Journal of Finance 40, 793-805, 1985.

DIMSON, E.; MUSSAVIAN, M. *Three Centuries of Asset Pricing*, Journal of Banking & Finance, 25, 1745, 1999.

FAMA, E. F. *Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, 25, 383-417, 1970.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. *The Cross-section of Expected Stock Returns*, Journal of Finance, 47, 427-465, 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*, Journal of Financial Economics, 33, 3-56, 1993.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, Journal of Finance, 51, 55-84, 1996.

FAMA, E. F., MACBETH, J. D. *Risk, Return and Equilibrium – Empirical Tests*, Journal of Political Economy, 81, 607-636, 1973.

FRENCH, K. *Stock Returns and The Weekend Effect*, Journal of Financial Economics, 8, 55-69, 1980.

FORTUNA, E. *Mercado Financeiro: Produtos e Serviços*, 14 edição – Rio de Janeiro : Qualitymark Ed., 2001.

HAIR, J. F. JR.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. *Multivariate Data Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River, 5th ed., 1998.

HALFELD, M.; PROCIANOY, J. L. *A Ineficiência nos Mercados do Brasil e de Outros Países da América Latina*, In: HAUGEN, R. *Os segredos da Bolsa* – São Paulo : Pearson Educação, p.161-175, 2000.

HAUGEN, R. *The New Finance: The Case Against Efficient Markets*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N. J., 1995.

HAUGEN, R. *Os Segredos da Bolsa* – São Paulo : Pearson Educação, 2000.

HAUGEN, R.; BAKER, N. L. *Commonality in the Determinants of Expected Stocks Returns*, Journal of Financial Economics, 41, 401-439, 1996.

JAFFE, J.; WESTERFIELD, R. *The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence*, Journal of Finance, 40, 433-454, 1985.

JEGADEESH, N. *Evidence of Predictable Behavior of Security Returns*, Journal of Finance 45, 881-898, 1990.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. *Short Horizon Return Reversals and The Bid-ask Spread*, Working Paper, University of California at Los Angeles, 1991.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. *Returns to Buying Winner and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, Journal of Finance, mar, 1993.

KEIM, D. B. *Size-related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence*, Journal of Financial Economics, 12, 13-32, 1983.

KLOECKNER, G. O.; SANTOS, M. R. B. DOS, *Teoria da Precificação da Arbitragem: Um Teste Empírico do seu Modelo de Equilíbrio no Mercado Brasileiro de Ações*, ENANPAD, Anais..., 1994.

KOTHARI, S. P.; SHANKEN, J.; SLOAN, R. G. *Another Look at The Cross-section of Expected Stock Returns*, Journal of Finance, 50, 185-224, 1995.

KUDE, B. *A Precificação de Ativos através da Arbitrage Price Theory no Mercado de Capitais Brasileiro*, ENANPAD, Anais..., 1998.

- LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. *Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk*, *Journal of Finance*, 49, 1541-1578, 1994.
- LA PORTA, R.; LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. *Good News for Value Stocks: Further Evidence on Market Efficiency*, *Journal of Finance*, 52, 859-874, 1997.
- LEAL, R. P. C., RÊGO, R. B. *Impacto do Anexo IV no Mercado de Capitais Brasileiro*, In: COSTA JR., N. C. A. DA, LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F., *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, p.56-66, 2000.
- LEHMANN, B. *Fads, Martingales and Market Efficiency*, *Quarterly Journal of Economics*, 105, 1-28, 1990.
- LEMGRUBER, E. F.; BECKER, J. L.; CHAVES, T. B. S., *O Efeito de Fim de Semana no Comportamento dos Retornos Diários de Índices de Ações*. In: COSTA JR., N. C. A. DA, LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F., *Mercado de Capitais: Análise Empírica no Brasil* (Coleção COPPEAD de Administração) – São Paulo : Atlas, p.143-151, 2000.
- LINTNER, J. *The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, *Review of Economic Statistics*, 13-37, 1965.
- LO, A. W.; MACKINLAY, C. *Data-snooping Biases in Tests of Asset Pricing Models*, *Review of Financial Studies*, 3, 431-467, 1990.
- LUCE, F. B.; MORAES JR., J. Q. DE, *O Modelo de Formação de Preços de Ativos – (Capital Asset Pricing Model) Teoria e Evidência*. *Revista de Administração de Empresas*, Rio de Janeiro, 19(4): 31-38, out/dez, 1979.
- MARKOWITZ, H. M. *Portfolio Selection*, *Journal of Finance*, 7: 77-91, mar, 1952.
- MERTON, R. C. *An Intertemporal Capital Asset Pricing Model*, *Econometrica*, 41, 867-887, 1973.
- MESCOLIN, A.; BRAGA, C. M.; COSTA JR., N. C. A. DA, *Risco e Retorno das Value e Growth Stocks no Mercado de Capitais Brasileiro*. XXI Enanpad, Anais..., 1997.
- MISHKIN, F. S. *Moeda, Bancos e Mercados Financeiros*, 5 ed.. Rio de Janeiro : LTC – Livros Técnicos e Científicos, 2000.

- MOSSIN, J. *Equilibrium in a Capital Asset Market*, *Econometrica*, 34, 768-783, 1966.
- NEVES, A. W.; AMARAL, H. F., *A Precificação de Ativos de Renda Variável no Mercado de Capitais Brasileiro: Uma Visão Comparativa entre a Arbitrage Pricing Theory e o Capital Asset Pricing Model*, ENANPAD, Anais..., 2002.
- RIBENBOIM, G. *Testes de Versões do Modelo CAPM no Brasil* In: BONOMO, M. *Finanças Aplicadas ao Brasil* – Rio de Janeiro : Editora FGV, p.235-248, 2002.
- ROLL, R. *A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory*, *Journal of Financial Economics*, 4, 129-176, 1977.
- ROLL, R., ROSS, S. *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory*, *Journal of Finance*, 35, 1073-1103, 1980.
- ROSS, S. A. *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*, *Journal of Economic Theory*, dez, 1976.
- ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. F. *Administração Financeira* – São Paulo : Atlas, 1995.
- ROSTAGNO, L. M.; SOARES, R. O.; SOARES, K. T. C., *Value Strategies in The Brazilian Stock Market*, BALAS Proceedings – Business Association of Latin American Studies, Anais..., 2003.
- ROZEFF, M.; KINNEY, W. *Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns*, *Journal of Financial Economics*, nov., 1976.
- SANTOS, M. R. B. DOS; KLOECKNER, G. O.; NESS JR, W. L., *O Número de Fatores Determinantes do Processo de Formação de Preços dos Ativos de Risco: Uma Investigação Empírica do Modelo de Equilíbrio da APT no Mercado Brasileiro de Ações*, ENANPAD, Anais..., 1994.
- SCHOR, A., BONOMO, M., PEREIRA, P.L. V., *APT e Variáveis Macroeconômicas: Um Estudo Empírico Sobre o Mercado Acionário Brasileiro*, In: BONOMO, M. *Finanças Aplicadas ao Brasil* – Rio de Janeiro : Editora FGV, p. 55-77, 2002.
- SHARPE, W. F. *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, *Journal of Finance*, 19, 425-442, 1964.

SHARPE, W.; CAPAUL, C.; ROWLEY, I. *International Value and Growth Stock Returns*, Financial Analysts Journal, 49, 27-36, 1993.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. *A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro*. In: BONOMO, M. *Finanças Aplicadas ao Brasil* – Rio de Janeiro : Editora FGV, p. 193-233, 2002.

TRZCINKA, C. *On the Number of Factors in the Arbitrage Pricing Model*, Journal of Finance, XLI, 347-368, 1986.

WILLIAMS, J. T. *Capital Asset Prices with Heterogeneous Beliefs*, Journal of Financial Economics, 5: 219-239, 1977.

ANEXOS

ANEXO A

Quadro 1: Ações componentes da amostra

No	Ação	No	Ação
1	Acesita ON	36	Itautec ON
2	Alpargatas PN	37	Klabin PN
3	Ambev PN	38	Kuala PN
4	Aracruz PNB	39	Light ON
5	Avipal ON	40	Loj Americanas PN
6	Bardella PN	41	Mangels PN
7	Belgo Mineira PN	42	Marcopolo PN
8	Bic Caloi PNB	43	Metal Leve PN
9	Brasil Telecom PN	44	Minupar PN
10	Caemi Metal PN	45	Paranapanema PN
11	Celesc PNB	46	Paul F Luz ON
12	Cemig PN	47	Perdigao PN
13	Cerj ON	48	Petrobras Distrib PN
14	Cesp PN	49	Petrobras PN
15	Confab PN	50	Petroquisa PN
16	Copel ON	51	Plascar PN
17	Copesul ON	52	Randon Part PN
18	Coteminas PN	53	Rhodia-Ster ON
19	Duratex PN	54	Ripasa PN
20	Eletrobras PNB	55	Sadia SA PN
21	Embraer PN	56	Sid Nacional ON
22	Estrela PN	57	Sid Tubarao PN
23	Eternit ON	58	Souza Cruz ON
24	F Cataguazes PNA	59	Supergasbras PN
25	Fertibras PN	60	Suzano PN
26	Forjas Taurus PN	61	Teka PN
27	Fosfertil PN	62	Telemar Norte Leste PNB
28	Fras-Le PN	63	Telesp Operac PN
29	Gerdau Met PN	64	Trikem PN
30	Gerdau PN	65	Unipar PNB
31	Inepar Construcoes PN	66	Usiminas PNA
32	Iochp-Maxion PN	67	Vale Rio Doce PNA
33	Ipiranga Dist PN	68	Varig PN
34	Ipiranga Pet PN	69	Votorantim C P PN
35	Ipiranga Ref PN	70	Weg PN

Quadro 2: Matriz com os coeficientes dos fatores selecionados a partir das regressões *stepwise* para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999 (continuação)

Fator/Mês da Regressão <i>Stepwise</i>	jan/96	fev/96	mar/96	abr/96	mai/96	jun/96	jul/96	ago/96	set/96	out/96	nov/96	dez/96
Beta de mercado								0,267				
Beta Selic							-0,53					
Beta PIB		0,299			-0,39							
Beta inflação												
Beta CDI-Selic												
Volatilidade do retorno total												
Varição residual		-0,71					0,407					
Risco de rendimentos		-2,11										
Coefficiente de endividamento												
Tendência de endividamento												
Variabilidade do lucro por ação							-0,43					
Variabilidade dos dividendos		1,242		0,43								
Capitalização de mercado	0,384											0,781
Preço de mercado por ação		-0,64										
Volume de negociação/capitalização de mercado	0,306											-0,28
Tendência do volume de negociação			0,326			-0,39						-0,54
Relação lucro/preço												
Tendência lucro/preço									0,518		-0,51	
Relação valor contábil/preço												
Tendência valor contábil/preço		-0,33	-0,44									
Relação dividendos/preço			-0,28									
Tendência da relação dividendos/preço			0,524			-0,36		0,502				
Relação fluxo de caixa/preço				-0,39								
Tendência da relação fluxo de caixa/preço												
Relação vendas/preço												
Tendência da relação vendas/preço												
Margem de lucro												
Tendência da margem de lucro												
Giro do capital												
Tendência do giro de capital								0,5				
Retorno sobre os ativos								1,824				
Tendência do retorno sobre o ativo												
Retorno sobre o patrimônio			0,911					-2,05				
Tendência do retorno sobre o patrimônio												
Crescimento dos lucros											-0,26	
Excesso de retorno no mês anterior									0,39			
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	-0,67											0,648
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores		-0,48									0,541	
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores												
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores												
Excesso de retornos nos 24 meses anteriores		0,688										
Excesso de retornos nos 60 meses anteriores		0,95				0,575						

Quadro 2: Matriz com os coeficientes dos fatores selecionados a partir das regressões *stepwise* para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999 (continuação)

Fator/Mês da Regressão <i>Stepwise</i>	jan/97	fev/97	mar/97	abr/97	mai/97	jun/97	jul/97	ago/97	set/97	out/97	nov/97	dez/97
Beta de mercado								-0,55				
Beta Selic		-0,6									0,464	
Beta PIB												
Beta inflação		0,321										
Beta CDI-Selic												
Volatilidade do retorno total												
Varição residual		0,416				0,559						
Risco de rendimentos							0,489			-0,68		
Coefficiente de endividamento												
Tendência de endividamento												
Variabilidade do lucro por ação												
Variabilidade dos dividendos	-0,64											
Capitalização de mercado				0,454								
Preço de mercado por ação												
Volume de negociação/capitalização de mercado												
Tendência do volume de negociação									0,378		0,625	
Relação lucro/preço								0,606				
Tendência lucro/preço					-0,92							
Relação valor contábil/preço	-0,5											
Tendência valor contábil/preço									-0,37			
Relação dividendos/preço								-0,5		0,28		
Tendência da relação dividendos/preço												
Relação fluxo de caixa/preço												
Tendência da relação fluxo de caixa/preço		0,406				0,444					0,374	
Relação vendas/preço												-0,52
Tendência da relação vendas/preço												
Margem de lucro	-0,3											
Tendência da margem de lucro								-0,45				-0,41
Giro do capital	-0,37						0,358					
Tendência do giro de capital		0,418										
Retorno sobre os ativos			0,516									
Tendência do retorno sobre o ativo			-0,38									0,265
Retorno sobre o patrimônio					0,5							
Tendência do retorno sobre o patrimônio												
Crescimento dos lucros		0,268	-0,37							0,264		
Excesso de retorno no mês anterior										-0,39		
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	-0,66											
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores		-0,4										
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores												
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores												
Excesso de retornos nos 24 meses anteriores												
Excesso de retornos nos 60 meses anteriores							0,34					

Quadro 2: Matriz com os coeficientes dos fatores selecionados a partir das regressões *stepwise* para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999 (continuação)

Fator/Mês da Regressão <i>Stepwise</i>	jan/98	fev/98	mar/98	abr/98	mai/98	jun/98	jul/98	ago/98	set/98	out/98	nov/98	dez/98
Beta de mercado	-0,44				-0,42		-0,37					-0,42
Beta Selic										0,445		-0,45
Beta PIB		0,521										
Beta inflação						-0,44						
Beta CDI-Selic		-0,86										
Volatilidade do retorno total												
Variação residual												
Risco de rendimentos				-0,6								
Coefficiente de endividamento												
Tendência de endividamento												
Variabilidade do lucro por ação												
Variabilidade dos dividendos												
Capitalização de mercado						0,489			0,35			
Preço de mercado por ação												
Volume de negociação/capitalização de mercado				0,333								
Tendência do volume de negociação								-0,5			0,319	
Relação lucro/preço												
Tendência lucro/preço												
Relação valor contábil/preço										-0,56		
Tendência valor contábil/preço												
Relação dividendos/preço												0,309
Tendência da relação dividendos/preço												
Relação fluxo de caixa/preço												
Tendência da relação fluxo de caixa/preço							0,353					
Relação vendas/preço												
Tendência da relação vendas/preço		-0,59										
Margem de lucro												
Tendência da margem de lucro		-0,36								-0,37		
Giro do capital		0,32										
Tendência do giro de capital		-0,46										
Retorno sobre os ativos											0,515	
Tendência do retorno sobre o ativo												
Retorno sobre o patrimônio												
Tendência do retorno sobre o patrimônio												
Crescimento dos lucros												
Excesso de retorno no mês anterior												
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores			0,387	-0,34								
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores		-0,53					-0,52					
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores			-0,84							-0,32		
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores				-0,56							-0,35	
Excesso de retornos nos 24 meses anteriores												
Excesso de retornos nos 60 meses anteriores							0,53					

ANEXO C

Matrizes com os coeficientes dos fatores incluídos nas regressões múltiplas *OLS* (*Ordinary Least Squares*) para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999.

Quadro 3: Matriz com os coeficientes dos fatores incluídos nas regressões múltiplas *OLS* (*Ordinary Least Squares*) para o ano de 1995

Fator/Mês da Regressão Múltipla <i>OLS</i>	jan/95	fev/95	mar/95	abr/95	mai/95	jun/95	jul/95	ago/95	set/95	out/95	nov/95	dez/95
Beta de mercado	-0,104	-0,381	-0,156	-0,015	0,063	0,102	0,190	0,308	0,082	-0,053	-0,148	0,368
Risco de rendimentos	-0,001	-0,228	-0,054	-0,063	0,119	0,282	-0,263	0,351	0,157	-0,027	0,141	-0,074
Capitalização de mercado	0,209	0,431	0,611	0,795	0,674	0,202	0,350	0,470	0,143	-0,177	0,628	-0,175
Volume de negociação/capitalização de mercado	-0,046	0,325	0,254	0,103	0,356	-0,042	-0,060	0,241	0,089	-0,242	-0,216	-0,073
Tendência do volume de negociação	-0,244	-0,457	-0,881	-0,389	-0,607	-0,268	-0,154	-0,517	-0,127	0,376	-0,098	0,222
Relação lucro/preço	-0,205	0,029	-0,014	0,252	0,633	-0,059	0,180	-0,609	-0,725	-0,450	-0,140	-0,354
Relação valor contábil/preço	0,077	-0,313	0,130	-0,173	-0,404	-0,183	-0,228	-0,033	-0,229	-0,289	0,266	0,055
Relação dividendos/preço	-0,129	-0,043	-0,172	-0,269	-0,654	0,297	-0,095	-0,290	0,103	-0,126	-0,018	-0,118
Tendência da relação dividendos/preço	-0,311	0,213	-0,023	0,196	-0,131	0,025	-0,252	-0,096	0,105	-0,298	0,287	-0,022
Relação fluxo de caixa/preço	0,049	-0,084	0,066	-0,060	-0,410	-0,371	-0,268	-0,380	0,008	-0,029	0,044	-0,044
Tendência da relação fluxo de caixa/preço	-0,189	0,002	0,070	0,026	0,183	0,070	0,099	0,291	0,029	-0,060	0,067	0,120
Retorno sobre o patrimônio	0,448	0,151	0,494	0,111	-0,458	-0,008	-0,209	0,428	0,188	0,165	0,523	0,771
Excesso de retorno no mês anterior	-0,018	0,038	-0,223	0,085	-0,393	-0,203	-0,455	-0,187	-0,568	-0,124	-0,157	0,220
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	0,003	0,002	0,042	-0,207	-0,179	0,504	-0,055	-0,045	0,565	0,116	-0,174	-0,463
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	-0,314	-0,083	0,205	0,100	-0,295	-0,257	0,479	-0,375	-0,196	-0,397	0,184	0,000
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	0,280	0,724	-0,350	0,004	0,390	0,198	0,227	0,419	-0,079	0,248	0,314	0,325
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	-0,325	-0,519	-0,001	-0,430	-0,323	-0,654	-0,097	-0,482	-0,291	-0,252	-0,321	-0,141

Quadro 4: Matriz com os coeficientes dos fatores incluídos nas regressões múltiplas *OLS* (*Ordinary Least Squares*) para o ano de 1996.

Fator/Mês da Regressão Múltipla <i>OLS</i>	jan/96	fev/96	mar/96	abr/96	mai/96	jun/96	jul/96	ago/96	set/96	out/96	nov/96	dez/96
Beta de mercado	-0,111	0,235	0,075	-0,056	-0,027	0,052	0,316	0,075	-0,001	-0,023	0,005	0,011
Risco de rendimentos	-0,076	-0,033	0,434	0,342	-0,266	0,034	-0,132	-0,175	0,079	0,241	0,772	0,515
Capitalização de mercado	0,688	0,432	0,177	0,396	0,082	0,346	-0,463	-0,102	0,193	-0,012	0,287	0,628
Volume de negociação/capitalização de mercado	0,631	0,267	0,122	0,025	-0,025	-0,394	-0,273	0,160	0,240	0,104	0,131	-0,348
Tendência do volume de negociação	-0,691	-0,484	-0,101	-0,301	-0,001	-0,269	0,379	0,138	-0,153	-0,059	-0,442	-0,491
Relação lucro/preço	0,127	0,464	0,509	0,237	0,382	-0,169	-0,098	1,416	0,700	0,146	0,483	-0,275
Relação valor contábil/preço	-0,217	-0,138	-0,003	0,223	-0,471	0,114	-0,213	0,365	-0,115	0,757	-0,160	0,004
Relação dividendos/preço	-0,123	-0,106	-0,102	0,107	0,280	0,011	0,461	0,150	-0,195	-0,574	0,015	-0,414
Tendência da relação dividendos/preço	0,157	-0,161	0,245	0,017	-0,401	-0,340	-0,148	0,073	0,206	0,260	-0,094	0,502
Relação fluxo de caixa/preço	0,102	-0,204	-0,130	-0,560	-0,094	-0,129	0,026	-1,227	-0,385	-0,147	0,030	0,438
Tendência da relação fluxo de caixa/preço	0,163	0,152	-0,251	0,145	-0,225	0,018	-0,672	0,251	-0,096	0,578	-0,401	-0,520
Retorno sobre o patrimônio	-0,068	-0,140	0,347	0,059	-0,482	0,130	-0,184	-1,531	-0,821	0,205	0,105	0,479
Excesso de retorno no mês anterior	0,002	-0,261	-0,025	0,313	0,553	-0,371	-0,247	-0,267	0,299	0,012	0,336	-0,069
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	-0,469	0,216	-0,244	-0,206	-0,138	0,208	-0,220	0,491	-0,010	0,271	-0,793	0,771
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	-0,064	-0,202	0,219	0,051	-0,652	-0,054	1,025	-0,294	0,068	0,159	0,833	-0,511
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	0,603	-0,369	-0,206	-0,620	0,667	0,743	-0,437	-0,349	0,439	-0,804	0,188	0,072
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	-0,463	0,032	0,270	0,198	-0,333	-0,450	-0,035	0,458	-0,396	0,764	-0,420	0,124

(continuação)

Quadro 5: Matriz com os coeficientes dos fatores incluídos nas regressões múltiplas OLS (Ordinary Least Squares) para o ano de 1997.

Fator/Mês da Regressão Múltipla OLS	jan/97	fev/97	mar/97	abr/97	mai/97	jun/97	jul/97	ago/97	set/97	out/97	nov/97	dez/97
Beta de mercado	0,220	-0,051	-0,170	0,023	-0,166	-0,022	0,200	-0,110	0,080	-0,288	-0,090	-0,041
Risco de rendimentos	-0,265	-0,183	-0,130	-0,121	0,435	0,196	-0,102	-0,184	-0,211	-0,024	-0,083	0,438
Capitalização de mercado	0,031	0,366	-0,305	0,127	0,438	0,142	-0,035	-0,083	0,018	-0,082	-0,194	0,139
Volume de negociação/capitalização de mercado	-0,088	-0,382	0,073	-0,003	0,152	0,164	-0,110	-0,315	0,150	-0,507	-0,361	0,072
Tendência do volume de negociação	0,176	-0,144	-0,045	0,159	-0,503	-0,149	0,298	-0,004	0,400	0,066	0,492	0,033
Relação lucro/preço	0,756	0,285	-0,273	-0,272	-0,194	-0,083	-0,045	0,329	-0,249	0,366	-0,067	-0,079
Relação valor contábil/preço	0,178	0,220	-0,519	0,025	-0,175	0,109	-0,475	0,240	-0,078	0,010	-0,251	-0,066
Relação dividendos/preço	-1,140	0,423	-0,097	0,038	-0,160	0,215	0,136	-0,323	0,050	0,199	-0,024	-0,082
Tendência da relação dividendos/preço	0,932	0,051	-0,032	-0,301	0,287	0,006	-0,107	0,176	-0,289	-0,117	0,193	0,050
Relação fluxo de caixa/preço	-0,313	0,068	0,794	0,097	0,476	-0,267	-0,249	-0,074	0,392	-0,207	-0,412	0,564
Tendência da relação fluxo de caixa/preço	0,443	0,048	-0,505	-0,019	-0,686	0,551	0,054	-0,492	-0,009	-0,018	0,568	-0,590
Retorno sobre o patrimônio	-0,207	-0,858	0,286	-0,165	0,176	-0,178	0,046	0,347	0,127	-0,187	-0,110	-0,125
Excesso de retorno no mês anterior	0,016	0,229	0,246	-0,035	-0,018	0,622	0,246	-0,392	0,054	-0,259	-0,597	-0,512
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	-0,020	-0,526	-0,146	0,132	0,166	-0,133	0,087	0,381	-0,157	0,064	0,703	0,336
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	-0,387	-0,160	-0,201	-0,392	-0,136	-0,490	-0,360	-0,155	-0,191	-0,230	-0,281	-0,225
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	0,044	0,195	0,419	-0,073	-0,312	0,116	-0,268	0,066	0,055	0,266	0,183	0,258
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	0,000	0,198	-0,011	0,517	0,284	0,236	-0,315	-0,031	0,071	-0,128	-0,041	0,371

Quadro 6: Matriz com os coeficientes dos fatores incluídos nas regressões múltiplas OLS (Ordinary Least Squares) para o ano de 1998.

Fator/Mês da Regressão Múltipla OLS	jan/98	fev/98	mar/98	abr/98	mai/98	jun/98	jul/98	ago/98	set/98	out/98	nov/98	dez/98
Beta de mercado	-0,340	-0,165	-0,187	-0,238	-0,267	-0,281	-0,052	-0,026	0,025	0,052	-0,182	-0,144
Risco de rendimentos	0,301	0,058	0,171	-0,054	0,016	0,458	-0,187	-0,204	-0,015	-0,085	-0,061	0,221
Capitalização de mercado	0,359	0,004	0,170	0,742	-0,144	-0,182	-0,056	0,104	0,345	-0,089	-0,142	-0,137
Volume de negociação/capitalização de mercado	0,224	0,085	0,087	0,530	-0,145	0,065	0,022	0,049	-0,147	-0,040	-0,003	-0,150
Tendência do volume de negociação	-0,167	0,077	-0,025	-0,886	-0,015	0,411	0,095	-0,538	0,153	0,282	0,312	-0,210
Relação lucro/preço	0,036	-0,411	0,574	0,415	-0,283	-0,018	0,002	-0,231	0,084	-0,123	0,414	0,444
Relação valor contábil/preço	-0,036	-0,090	-0,102	0,114	-0,051	0,049	-0,371	-0,204	-0,164	-0,394	-0,252	0,102
Relação dividendos/preço	0,100	0,327	-0,172	-0,286	0,106	-0,292	-0,604	0,153	-0,462	-0,573	-0,368	-0,068
Tendência da relação dividendos/preço	0,075	-0,130	0,029	-0,282	0,028	0,486	0,716	-0,243	0,441	0,366	0,487	0,235
Relação fluxo de caixa/preço	-0,327	-0,450	-0,077	-0,022	-0,229	-0,175	0,265	-0,008	-0,006	-0,127	-0,099	-0,257
Tendência da relação fluxo de caixa/preço	-0,172	0,268	-0,126	-0,058	0,032	-0,050	-0,008	0,215	-0,135	0,258	-0,075	-0,018
Retorno sobre o patrimônio	0,380	0,245	-0,465	-0,183	0,379	-0,095	0,223	0,070	0,112	0,291	-0,281	-0,060
Excesso de retorno no mês anterior	-0,203	-0,331	0,093	-0,344	-0,040	-0,167	-0,003	-0,683	0,160	-0,085	-0,212	0,115
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	0,093	0,169	0,395	-0,445	0,300	0,191	-0,168	0,508	-0,061	0,202	0,288	-0,391
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	0,132	-0,247	-0,373	0,399	-0,256	-0,298	-0,180	-0,065	-0,296	0,029	-0,127	0,081
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	-0,123	-0,054	-0,558	0,275	0,407	0,122	-0,134	-0,113	-0,045	-0,543	0,066	0,031
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	-0,525	-0,227	-0,164	-0,587	-0,088	-0,135	0,193	0,170	-0,109	0,078	-0,434	-0,092

(continuação)

Quadro 7: Matriz com os coeficientes dos fatores incluídos nas regressões múltiplas
OLS (Ordinary Least Squares) para o ano de 1999.

Fator/Mês da Regressão Múltipla OLS	jan/99	fev/99	mar/99	abr/99	mai/99	jun/99	jul/99	ago/99	set/99	out/99	nov/99	dez/99
Beta de mercado	0,194	-0,043	0,314	-0,056	0,031	-0,279	-0,384	0,092	0,222	0,521	0,346	0,437
Risco de rendimentos	-0,111	-0,158	0,105	-0,029	0,157	0,179	0,554	-0,028	-0,123	0,064	0,248	0,310
Capitalização de mercado	0,239	-0,025	-0,133	0,120	-0,054	-0,015	0,016	0,177	-0,067	-0,275	-0,436	-0,220
Volume de negociação/capitalização de mercado	0,070	0,041	0,391	0,199	-0,122	-0,077	-0,310	-0,090	-0,114	-0,018	-0,046	-0,028
Tendência do volume de negociação	-0,288	0,077	0,043	-0,262	-0,186	-0,079	0,131	-0,151	-0,207	-0,187	0,164	-0,187
Relação lucro/preço	0,210	-0,297	0,147	-0,378	0,419	0,388	-0,204	0,316	0,721	0,528	-0,048	0,757
Relação valor contábil/preço	-0,137	-0,178	-0,114	0,113	-0,012	-0,164	0,189	0,002	-0,340	0,542	0,202	-0,187
Relação dividendos/preço	-0,363	-0,150	0,072	-0,150	-0,618	-0,518	0,149	-0,396	0,384	-0,125	-0,119	-0,107
Tendência da relação dividendos/preço	0,106	-0,030	0,082	0,362	0,300	0,467	-0,294	0,384	0,012	0,171	0,251	0,171
Relação fluxo de caixa/preço	-0,074	-0,042	-0,304	-0,101	-0,542	-0,580	0,519	-0,788	-0,358	-0,463	-0,203	-0,477
Tendência da relação fluxo de caixa/preço	0,289	0,121	0,414	-0,074	0,273	0,626	-0,977	1,036	0,316	0,305	0,228	0,011
Retorno sobre o patrimônio	-0,049	0,428	-0,246	0,043	-0,058	-0,288	0,341	-0,338	-1,034	-0,136	-0,045	-0,688
Excesso de retorno no mês anterior	0,136	-0,433	-0,151	-0,003	0,095	-0,167	-0,094	0,505	-0,127	0,209	-0,277	0,490
Excesso de retornos nos 2 meses anteriores	-0,359	0,111	-0,394	-0,272	-0,390	-0,014	-0,162	0,384	0,613	-0,198	-0,270	0,066
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	0,310	-0,202	-0,224	0,053	0,020	0,014	0,209	-0,876	-0,466	0,931	-0,216	-0,687
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	-0,499	-0,356	0,047	0,050	0,259	0,159	0,446	0,059	0,055	-0,156	0,600	0,408
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	0,175	0,315	0,193	-0,146	-0,051	-0,062	-0,243	0,297	-0,168	-0,175	-0,310	-0,455