

Previsibilidade de Retorno das Ações na Bovespa: Um Teste Envolvendo o Modelo de Fator de Retorno Esperado

Luciano Martin Rostagno*

Gilberto de Oliveira Kloeckner**

João Luiz Becker***

Resumo

Este artigo examina a hipótese de previsibilidade de retorno das ações negociadas na Bovespa. Evidências sugerem que sete fatores explicam grande parte dos diferenciais nos retornos mensais das ações incluídas na amostra. Dentre os fatores, com média estatisticamente significativa, dois representam fatores de liquidez (capitalização de mercado e tendência do volume de negociação), três referem-se ao nível de preço das ações (relação dividendos/preço, tendência da relação dividendos/preço e relação fluxo de caixa/preço) e dois relacionam-se ao histórico de preços das ações (excesso de retorno nos 3 e 12 meses anteriores). Contradizendo pressupostos teóricos, fatores de risco não demonstraram poder de explicação dos retornos mensais. Utilizando o modelo de fator de retorno esperado, é verificado que o retorno das ações podem, de certa forma, ser prognosticados. Uma simulação de investimentos mostra que o modelo é capaz de formar *portfolios* com retornos acima da média e estatisticamente significantes. Testes adicionais envolvendo o perfil de risco da estratégia indicam que os *portfolios* vencedores não são fundamentalmente mais arriscados, sugerindo erros na precificação das ações no mercado brasileiro.

Abstract

This paper examines the hypothesis of asset return predictability in the Brazilian Stock Market (Bovespa). Evidence suggests that seven factors explain most of the monthly differential returns of the stocks included in the sample. Within the factors that present statistically significant mean, two are liquidity factors (market capitalization and trading volume trend), three refer to price level of stocks (dividend to price, dividend to price trend, and cash flow to price), and two relate to price history of stocks (3 and 12 months excess return). Contradicting theoretical assumptions, risk factors present no explanatory power on cross-sectional returns. Using an expected return factor model, it is contended that stock returns are quite predictable. An investment simulation shows that the model is able to assemble portfolios with statistically significant higher returns. Additional tests indicate that the winner portfolios are not fundamentally riskier suggesting mispricing of assets in the Brazilian stock market.

Submetido em Junho de 2004. Revisado em Novembro de 2004. Os autores agradecem os comentários e sugestões feitos durante a apresentação deste trabalho no III Encontro Brasileiro de Finanças em 2003 e pelos pareceristas da Revista Brasileira de Finanças. Luciano M. Rostagno agradece ao Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento (CNPq) pelo suporte financeiro. Os erros remanescentes são de total responsabilidade dos autores.

*EA/UFRGS. E-mail: lmrotagno@ea.ufrgs.br. Department of Economics/Iowa State University. E-mail: rostagno@iastate.edu

**PPGA/EA/UFRGS. E-mail: gokloeckner@ea.ufrgs.br.

***PPGA/EA/UFRGS. E-mail: jlbecker@ea.ufrgs.br.

Palavras chave: eficiência de mercado; previsibilidade de retorno; mercados financeiros.

Códigos JEL: G12; G14; G15.

1. Introdução

Modelos de precificação de ativos têm sido freqüentemente utilizados nos diversos mercados de capitais ao redor do mundo. Nota-se, no entanto, uma evolução destes modelos ao longo do tempo em determinar a relação de equilíbrio risco-retorno dos ativos. 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 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 usados para estimar o retorno esperado das carteiras de ações utilizando para tanto fatores relacionados às características das empresas. Surpreendentemente, estes modelos têm demonstrado maior eficácia na previsão do retorno esperado que do risco,¹ indicando possíveis erros na precificação dos ativos transacionados.²

O presente estudo procura aplicar um modelo estatístico de previsão de retornos no mercado acionário brasileiro, o modelo de fator de retorno esperado. Tem como objetivo analisar se tal modelo possibilita a montagem de carteiras de investimento que proporcionem um desempenho superior em termos de risco e retorno. Desenvolvido por Haugen e Baker (1996), o modelo baseia-se em *pay-offs*³ referentes às características das próprias ações para obter a diferença relativa entre o retorno esperado de uma ação e o retorno esperado de uma ação média. Resultados alcançados com o modelo no mercado de ações norte-americano e nos de outros países desenvolvidos apontam para uma real capacidade do modelo em atingir o objetivo proposto.

Para tanto, este estudo foi dividido da seguinte forma: primeiramente é apresentada uma revisão da literatura estrangeira envolvendo os modelos de precificação de ativos. Os estudos brasileiros envolvendo o assunto são então relatados. Posteriormente, é descrito o método utilizado bem como os resultados encontrados nos testes aplicados. Por fim, são tecidas algumas considerações finais a respeito do estudo.

¹Neste último caso, os preços dos ativos são determinados através da relação de equilíbrio entre risco e retorno.

²Haugen (2000:11)

³O *payoff* de um fator é o beta padronizado da reta de regressão referente a este fator.

2. Os Modelos Econômicos de Precificação de Ativos

Juntamente com a teoria do *portfolio* (Markowitz, 1952), a idéia envolvendo equilíbrio de mercado serviu como base para o desenvolvimento dos modelos econômicos determinantes dos preços dos ativos. O primeiro modelo econômico de precificação de ativos foi apresentado em publicação por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) denominado Capital Asset Pricing Model (CAPM). O modelo pressupõe que a taxa de retorno de todos os ativos de risco é função de sua covariância com o *portfolio* de mercado (beta), sendo este o único fator de medição do risco. 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.

Como modelo alternativo de precificação de ativos, Ross (1976) desenvolveu a APT – Arbitrage Pricing Theory. Este modelo busca 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 duas carteiras com o mesmo grau de risco apresentarem retornos esperados diferentes; caso contrário, a diferença seria prontamente eliminada pelo processo de arbitragem. O modelo prevê que as sensibilidades de um valor mobiliário a alguns fatores determinam 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.

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 a determinação destes fatores (Chen et alii, 1986, Cheng, 1995).

Roll e Ross (1980) aplicaram testes empíricos para identificar o número de fatores capazes de explicar as mudanças de preços das ações no mercado norte-americano. A técnica estatística utilizada no estudo foi à 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 utilizando 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 afeta o retorno das ações no mercado norte-americano é de apenas 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.

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 et alii (1986) realizaram testes do modelo envolvendo o período de janeiro de 1953 a novembro de 1983. Nos resultados os autores encontram, como variáveis de maior poder de explicação para os retornos esperados, a taxa de mudança na produção industrial, variações no prêmio pelo risco⁴ e mudanças na curva de rendimento⁵ 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 et alii (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.

Finalmente, pode-se afirmar que os principais modelos de precificação de ativos, CAPM e APT, utilizam informações exógenas para determinar a relação de equilíbrio risco-retorno. Variáveis como índice de mercado, taxa de inflação, mudanças na produção industrial e outras são freqüentemente usadas para cálculo de correlações entre as ações e os fatores. A partir dessas correlações é estimado o risco das ações e, assim, especificado o retorno esperado de cada ativo. Neste tipo de abordagem, o risco relativo é o principal fator determinante na taxa de retorno das ações. No entanto, estes modelos utilizam pressupostos muito rígidos para sustentar a sua aplicabilidade. Eficiência de mercado, ausência de oportunidades de arbitragem e mercado racional são os principais pressupostos assumidos, principalmente pelo CAPM. Fazendo uma análise crítica destes pressupostos, fica evidente que os modelos apresentam como alicerces suposições inconsistentes com a realidade do mercado. Evidências empíricas dão suporte a tal crítica. Rozeff e Kinney (1976), French (1980), Keim (1983), Basu (1983), De Bondt e Thaler (1985), Jegadeesh e Titman (1993), Lakonishok et alii (1994) e Haugen e Baker (1996) são alguns dos trabalhos nesta linha.

⁴Os 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.

⁵A 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.

2.1 O modelo estatístico de precificação de ativos de Haugen e Baker

Na tentativa de descartar padrões caracterizadores dos modelos econômicos, como a exigência de comportamento econômico racional e eficiência de mercado, Haugen e Baker (1996) utilizam o modelo de fator de retorno esperado para explicar e prever o retorno das ações no mercado norte-americano. O modelo, baseado em *payoffs* referentes às características das próprias ações (fatores), conta com um número de determinantes do retorno esperado bem maior que os previstos pelo CAPM e algumas versões da APT. A amostra utilizada pelos autores teve como base as ações representativas do índice Russell 3000⁶ para o período de 1979 a 1993. Os resultados mostram 12 fatores considerados importantes na determinação do retorno mensal das ações. Surpreendentemente, nenhum fator de risco apresentou média de *payoff* estatisticamente significativa. Isto quer dizer que nenhum dos coeficientes beta, relacionados ao mercado ou a APT, obteve valores *t* significantes. Neste estudo, os autores utilizam o modelo de fatores para determinar, de forma precisa, o retorno futuro relativo de ações em cinco países (Estados Unidos, França, Alemanha, Japão e Grã-Bretanha). O resultado para todos os países, surpreendentemente, demonstrou que as ações de menor risco apresentam maior retorno esperado e realizado (*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). 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 de que os determinantes mais importantes dos retornos esperados das ações se mostraram consistentemente 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.

Por fim, os resultados obtidos pelo modelo desenvolvido por Haugen e Baker (1996) mostraram-se, em teste comparativo apresentado por Haugen (2000), superiores aos alcançados pelos modelos CAPM e APT, demonstrando uma melhor capacidade do modelo de fator de retorno esperado em prognosticar retornos esperados de ações.

⁶O índice Russel 3000 é composto pelas 3000 ações mais negociadas nos Estados Unidos.

2.2 Estudos no Brasil

Os estudos realizados no Brasil envolvendo testes de modelos de precificação de ativos seguem, com certa defasagem, os estudos realizados no mercado norte-americano e mundial. A quantidade de trabalhos que abordam o modelo do CAPM no país é ampla, porém, pode-se destacar o trabalho de Ribenboim (2002) que 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.⁷ 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 et alii (1994).

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 et alii (1994) encontram que os retornos destas ações se relacionam, de forma significativa, com um modelo da APT de três fatores. Segundo o estudo 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 Kloeckner 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 apontou 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.

Schor et alii (2002), baseando-se no trabalho de Chen et alii (1986), testaram um modelo de fatores macroeconômicos para o Brasil. A amostra envolveu retornos médios mensais de 39 ações de empresas negociadas na Bovespa⁸ 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,

⁷O período da amostra englobou um total de 106 meses.

⁸Além do critério do período de negociação os autores aplicaram um critério de liquidez para definir a amostra.

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*.

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.

Como pode ser notado, os estudos no Brasil têm apresentado apenas a aplicação do CAPM e APT no mercado. O modelo de fator de retorno esperado, ao que tudo indica, sequer foi testado neste país.

3. Método

O procedimento metodológico adotado neste estudo assemelha-se ao tratamento de dados aplicado por Haugen e Baker (1996). Este se compõe de duas etapas: a primeira consiste em determinar os fatores com maior capacidade de explicar os retornos diferenciais das ações, através de regressões múltiplas. Já a segunda etapa, envolve utilizar os fatores gerados na primeira fase para tentar prever os retornos futuros das ações. Para tanto, foi realizado um teste de simulação de investimentos com *portfolios* de ações. Adicionalmente, foi realizado um teste envolvendo o perfil de risco dos *portfolios* montados na simulação de investimentos. Este consistiu em computar a exposição média das ações componentes de cada *portfolio* montado a um grupo de fatores de risco e liquidez e, também, à aplicação do teste *t* de diferença de médias para averiguar se estas se apresentam estatisticamente diferentes.

3.1 Fatores determinantes dos retornos das ações

De acordo com o CAPM, os retornos diferenciais das ações ocorrem devido a diferenças no beta de mercado destas. O modelo prevê que, no equilíbrio, toda taxa de retorno, ajustada ao risco, deve localizar-se sobre a linha de mercado de títulos. Tal fato implica em uma relação linear entre betas e retornos. Desta forma, como apontado por Fama e MacBeth (1973), os retornos esperados transversais podem ser descritos utilizando-se a metodologia de regressão. Conhecendo-se os betas, a *t*-ésima regressão transversal contendo *N* títulos pode ser descrita usando um modelo de regressão como

$$\mathbf{R}_t = \gamma_{0t}\mathbf{1} + \gamma_{1t}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon}_t \quad (1)$$

Na equação, \mathbf{R}_t é o vetor coluna ($N \times 1$) que representa o excesso de retorno dos ativos para o período t , γ_{0t} é o termo de intercepto, $\mathbf{1}$ é um vetor coluna ($N \times 1$) de números um, γ_{1t} é o coeficiente de regressão dos betas, $\boldsymbol{\beta}$ é o vetor coluna ($N \times 1$) de betas do CAPM e ϵ_t é o vetor coluna ($N \times 1$) com os resíduos do CAPM.⁹

Esta abordagem, apesar de simples, é particularmente útil uma vez que pode ser ajustada para incorporar medidas adicionais de risco além do beta de mercado apontado pelo CAPM. Como sugerem as evidências empíricas, uma abordagem envolvendo diversas fontes de risco promove uma melhor explicação das variações transversais dos retornos esperados. Como apresentado por Campbell et alii (1997), supondo que o tamanho da empresa, δ , também apresente poder de explicação dos retornos transversais dos ativos, pode-se testar a hipótese que a taxa de retorno transversal de N ativos é uma função linear destes dois fatores como apresentado a seguir:

$$\mathbf{R}_t = \gamma_{0t}\mathbf{1} + \gamma_{1t}\boldsymbol{\beta} + \gamma_{2t}\boldsymbol{\delta} + \epsilon_t \quad (2)$$

onde $\boldsymbol{\delta}$ é um vetor coluna ($N \times 1$) de números expressando o tamanho das empresas.

Pode-se facilmente generalizar o modelo de regressão, incorporando o número de fatores necessários, estes relacionados ou não ao risco. Em termos mais genéricos, adicionando $K - 1$ fatores, o modelo de regressão para a t -ésima medida transversal de N ativos pode ser descrito como

$$\mathbf{R}_t = \gamma_{0t}\mathbf{1} + \gamma_{1t}\mathbf{F}_1 + \gamma_{2t}\mathbf{F}_2 + \dots + \gamma_{kt}\mathbf{F}_k + \epsilon_t \quad (3)$$

onde $\mathbf{F}_k, k = 1, \dots, K$, é um vetor coluna ($N \times 1$) de números expressando as medidas do k -ésimo fator para N empresas.

A fim de investigar quais variáveis apresentam poder de explicação das variações transversais dos retornos esperados e, portanto, são válidas a serem incorporadas no modelo, pode-se estimar (3) utilizando mínimos quadrados ordinários (OLS). Regressões múltiplas para cada $t, t = 1, \dots, T$, dão T estimativas, $\hat{\gamma}_{0t}, \hat{\gamma}_{1t}, \dots, \hat{\gamma}_{kt}$, de γ_{0t}, γ_{1t} e γ_{kt} . Supondo que os retornos apresentem distribuição normal e temporariamente IID (Independente e Identicamente Distribuídos), então os gamas também terão as mesmas propriedades, isto é, para $k = 1, \dots, K, \gamma_{k1}, \gamma_{k2}, \dots, \gamma_{kt}$ são IID com distribuição normal (supondo com média γ_k). Pode-se, então, testar a hipótese nula $\gamma_k = 0$. Se a hipótese nula é rejeitada, segue que outras variáveis, além do beta do CAPM, são importantes para descrever a variabilidade dos retornos das ações. A estatística $t, w(\hat{\gamma}_k)$ pode ser calculada da seguinte forma:

$$w(\hat{\gamma}_k) = \frac{\tilde{\gamma}_k}{s_{\tilde{\gamma}_k}} \quad (4)$$

⁹Para uma discussão mais detalhada do assunto ver Campbell et alii (1997) e Copeland e Weston (1988).

onde

$$\bar{\hat{\gamma}}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{kt} \quad (5)$$

e

$$s_{\bar{\hat{\gamma}}_k} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_{kt} - \bar{\hat{\gamma}}_k)^2}{(T-1) \cdot T}} \quad (6)$$

Sabe-se que $w(\hat{\gamma}_k)$ segue uma distribuição t com $T - 1$ graus de liberdade.

Finalmente, Haugen e Baker (1996) adotam a abordagem sugerida por Fama e MacBeth (1973) para determinar os fatores que contribuem para explicar os retornos transversais dos ativos e os utilizam para estimar o retorno esperado de ações individuais. O modelo, chamado modelo de fator de retorno esperado, consiste em estimar a exposição das ações individuais a diferentes fatores e projetar o *payoff* mensal de cada fator. Os autores definem o retorno de uma ação de acordo com a seguinte equação:

$$r_{j,t} = \sum P_{i,t} * F_{j,i,t-1} + u_{j,t}, \quad (7)$$

onde $r_{j,t}$ é a taxa de retorno da ação j no mês t , $P_{i,t}$ é o *payoff* do fator i no mês t , $F_{j,i,t-1}$ é a exposição ao fator i da ação j no fim do mês $t - 1$ e $u_{j,t}$ é o componente não explicado do retorno da ação j no mês t . Observe que o modelo (7) é um caso particular do modelo (3) no qual $R_t \equiv [r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t}]'$, $\gamma_{0t} \equiv 0$, $\gamma_{kt} \equiv \hat{P}_{k,t}$, $F_k \equiv [F_{1,k,t-1}, F_{2,k,t-1}, \dots, F_{N,k,t-1}]'$ e $\epsilon_t \equiv [u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{N,t}]'$.

Após testar quais fatores são significativamente importantes (isto é, com $H_0 : \gamma_k = 0$ rejeitado), o experimento reportado por Haugen e Baker (1996) utiliza a média aritmética dos *payoffs* estimados nos últimos 12 meses para estimar γ_k , assim $T = 12$.

Neste estudo é adotado o procedimento desenvolvido por Haugen e Baker (1996) aplicado ao mercado brasileiro, um importante mercado emergente. De certa forma, este pode ser considerado uma validação externa do modelo destes autores uma vez que o modelo foi testado apenas em mercados desenvolvidos.

A determinação dos fatores, que explicam as diferenças nos retornos das ações, foi feita através de regressões múltiplas mensais (*OLS cross-section regressions*) envolvendo os retornos das ações (variável dependente), tomados pressupondo capitalização discreta, e os fatores (variáveis independentes) sugeridos por Haugen e Baker (1996).¹⁰ O período utilizado para a realização desta fase do estudo envolveu janeiro de 1995 a dezembro de 1999, totalizando 60 meses.

¹⁰Para realização das regressões múltiplas foi feito um tratamento de eliminação de outliers. Os fatores distantes mais de quatro desvios-padrão da média foram excluídos.

Os fatores utilizados estão relacionados ao risco, liquidez, nível de preço, potencial de crescimento e histórico de preços das ações. Parte deste grupo de fatores tem se mostrado importante em explicar o diferencial nos retornos das ações em estudos empíricos. Os fatores usados, bem como a forma como foram computados, encontram-se na tabela 1.

Fatores de risco têm sido utilizados em modelos teóricos de precificação de ativos durante décadas. Em mercados perfeitamente líquidos e altamente eficientes, diferenciais nos retornos das ações são totalmente explicados pelas diferenças no perfil de risco das ações. Os *betas do CAPM* e *APT* são algumas medidas de risco adotadas neste estudo. *Volatilidade do retorno total*, *risco de rendimentos* e *coeficiente de endividamento* estão também incluídas para promover uma melhor abordagem do perfil de risco das ações.

Por outro lado, alguns estudos empíricos encontram evidências que variáveis não diretamente relacionadas ao risco são importantes em prever retornos transversais de ações. Estes estudos estão reportados na literatura envolvendo anormalidades de mercado. Neste estudo são usados parâmetros de liquidez para avaliar a capacidade de explicação dos retornos mensais desta família de fatores. Variáveis usadas como *proxies* para o potencial de crescimento das empresas como *margem de lucro*, *giro do ativo*, *retorno sobre os ativos*, *retorno sobre o patrimônio líquido* e *crescimento dos lucros*, bem como as suas tendências, estão também incluídas. Algumas variáveis inseridas indicando o nível de preço das ações são *índice valor patrimonial por ação/preço*, *índice lucro/preço*, *índice dividendos/preço* e *relação fluxo de caixa/preço*. Finalmente, foram também adotados históricos de retornos no curto e longo prazo a fim de examinar o poder de previsibilidade das estratégias contrárias de investimentos.

Entretanto, deve-se salientar que a inclusão de todos os fatores propostos inviabilizou a execução das regressões múltiplas, para cada mês, inicialmente previstas. Isto porque o número de fatores é muito alto em relação ao tamanho da amostra, o que ocasionou problemas com os graus de liberdade das regressões. Assim, optou-se em realizar, primeiramente, regressões do tipo *stepwise* envolvendo todos os fatores com o intuito de verificar quais se apresentavam com menor frequência nos resultados e, então, eliminá-los. Este procedimento permitiu reduzir o número de fatores e, conseqüentemente, aumentar os graus de liberdade das regressões definidoras dos fatores mais importantes.

Vale ressaltar que foram mantidos todos os fatores encontrados por Haugen e Baker (1996) como fatores importantes para explicar as diferenças nos retornos das ações, mesmo que algum destes não tenha alcançado a frequência mínima ou frequência de corte adotada,¹¹ necessária para se manter dentro do 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 países testados pelos autores. Por fim,

¹¹A frequência de corte adotada neste estudo foi de 6.

restaram 17 fatores para a seleção posterior.

Tabela 1
Fatores utilizados para explicar o retorno diferencial das ações

Fator	Proxy	Descrição
Risco	Beta de mercado*	Regressão dos últimos 60 meses de excesso de retornos mensais
	Betas da APT	Regressão dos últimos 60 meses de retornos das letras do tesouro (selic), mudanças percentuais na produção industrial (PIB), taxa de inflação (IGPDI) e a diferença nos retornos dos títulos privados e públicos (CDI - selic)
	Volatilidade do retorno total	Volatilidade da ação nos últimos 60 meses
	Variação residual	Erro-padrão da reta de regressão dos últimos 60 meses. (risco não relacionado ao mercado)
	Risco de rendimentos*	Erro-padrão da reta de regressão dos rendimentos por ação no último ano
	Coefficiente de endividamento	(Passivo circulante + exigível de longo prazo)/patrimônio líquido da ação
	Tendência de endividamento	Inclinação da reta de regressão do coeficiente de endividamento dos últimos 5 anos
	Variabilidade de rendimentos	Desvio-padrão do lucro por ação nos últimos cinco anos.
	Variabilidade dos dividendos	Desvio-padrão dos dividendos por ação nos últimos cinco anos
Liquidez	Capitalização de mercado*	Cotação da ação no mercado vezes o número de ações em circulação
	Preço de mercado por ação	Cotação da ação no mercado.
	Volume de negociação/capitalização de mercado*	Coefficiente da média do volume de negociação mensal dividido pela média da capitalização de mercado dos últimos 12 meses
	Tendência volume negociação*	Inclinação da reta de regressão do volume de negociação mensal dos últimos 5 anos
	Índice VPA/preço*	VPA mais recente disponível dividido pelo preço de mercado atual
	Tendência VPA/preço	Inclinação da reta de regressão do valor patrimonial por ação/preço dos últimos 5 anos
	Índice lucro/preço*	Lucro disponível dos 4 trimestre mais recentes/preço de mercado atual
Barateamento	Tendência lucro/preço	Inclinação da reta de regressão do índice lucro/preço dos últimos 5 anos
	Relação dividendos/preço*	Dividendo disponível anual/pelo preço de mercado atual
	Tendência relação dividendo/preço*	Inclinação da reta de regressão da relação dividendos/preço dos últimos 5 anos
	Relação fluxo de caixa/preço*	(Lucro operacional próprio + depreciação e amort.)/preço de mercado atual
	Tendência da relação fluxo de caixa/preço*	Inclinação da reta de regressão da relação EBITDA/preço dos últimos 5 anos
	Relação vendas/preço	Receita líquida operacional por ação/preço de mercado atual
	Tendência da relação vendas/preço	Inclinação da reta de regressão da relação vendas/preço dos últimos 5 anos
Rentabilidade	Margem de lucro líquido	Lucro líquido/receita líquida operacional.
	Tendência margem de lucro líquido	Inclinação da reta de regressão da margem de lucro líquido dos últimos 5 anos
	Giro do ativo	Receita líquida operacional /total de ativos
	Tendência do giro do ativo	Inclinação da reta de regressão do giro do ativo dos últimos 5 anos
	Retorno sobre os ativos	Lucro líquido/ativo total
	Tendência retorno sobre o ativo	Inclinação da reta de regressão do retorno sobre os ativos dos últimos 5 anos
	Retorno sobre o patrimônio líquido*	Lucro líquido/patrimônio líquido
Tendência do retorno sobre o patrimônio líquido	Inclinação da reta de regressão do retorno sobre o PL dos últimos 5 anos	

Fator	Proxy	Descrição
	Crescimento dos lucros	Evolução do rendimento por ação ano a ano/média de rendimento por ação nos últimos 5 anos.
Fatores Técnicos	Excesso retorno – mês anterior*	Diferença de retorno relativo ao Ibovespa no mês anterior
	Excesso retorno – 2 meses anteriores*	Diferença de retorno relativo ao Ibovespa nos 2 meses anteriores
	Excesso retorno – 3 meses anteriores*	Diferença de retorno relativo ao Ibovespa nos 3 meses anteriores
	Excesso retorno – 6 meses anteriores*	Diferença de retorno relativo ao Ibovespa nos 6 meses anteriores
	Excesso retorno – 12 meses anteriores*	Diferença de retorno relativo ao Ibovespa nos 12 meses anteriores
	Excesso retorno – 24 meses anteriores	Diferença de retorno relativo ao Ibovespa nos 24 meses anteriores

* Estes fatores foram mantidos na lista final para realização das regressões múltiplas (OLS) mensais.

De posse destas 17 variáveis efetuou-se as regressões múltiplas mensais para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999. O objetivo é determinar quais destas variáveis devem ser utilizadas para prognosticar retornos de ações no mercado brasileiro. Seguindo o método proposto por Fama e MacBeth (1973), amplamente usado em estudos de finanças, os fatores foram selecionados a partir do teste estatístico *t* realizado sobre a média dos *payoffs* no período. A segurança 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 segurança estatística. Assim, pode-se afirmar que o teste calcula a probabilidade dos verdadeiros valores esperados dos *payoffs* serem diferentes de zero. Como resultado deste teste foram obtidos 7 fatores, representantes das características das empresas que podem induzir retornos diferenciais das ações.

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 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.

3.2 Simulação de investimentos

Obtendo-se cada componente da equação (7) pode-se, então, projetar o retorno esperado das ações de forma individual. O primeiro passo, é 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 feito 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 seus *payoffs* a partir do mês

$t - 12$ até $t - 1$ ($T = 12$). Quanto à exposição de cada ação ao fator i no mês t , este é definido como o número de desvios-padrão que o fator da ação diverge da média transversal no mês $t - 1$, isto é, no mês anterior ao mês que se deseja estimar os retornos das ações.

Desta forma, foram calculados os retornos esperados usando os fatores selecionados ocasionando a formação de grupos por desempenho, estes uniformemente ponderados. Neste estudo, a amostra foi dividida em tercís, com cada *portfolio* contendo aproximadamente 33,3% do total de ações, sendo o tercil 3 representativo dos *portfolios* com perspectivas de melhores rendimentos.

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. O retorno esperado relativo de cada ação, assim como na equação (7), foi calculado a partir do somatório do resultado obtido 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.¹²

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 são estatisticamente diferentes.

Outro cálculo efetuado, referente ao rendimento dos diferentes *portfolios*, foi o do retorno acumulado no período em que a simulação foi realizada. 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 da amostra (composto por todas as ações da amostra), Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100.

3.3 Análise de risco dos *portfolios*

Por fim, foi feita uma análise de risco dos *portfolios* que compuseram os tercís formados na simulação. O objetivo é o de verificar se as diferenças obtidas nos retornos dos tercís podem ser atribuídas a um prêmio de risco e não efetivamente por uma capacidade do modelo de fator de retorno esperado em prognosticar retornos de ações na Bovespa.

¹²As taxas de retorno foram calculadas pressupondo capitalização discreta representando, assim, o rendimento real oferecido pelos ativos. Matematicamente, o cálculo do retorno seguiu a seguinte 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; $P_j, t - 1$ é a cotação de fechamento da ação j , no mês $t - 1$.

Para tanto, foram computadas as médias da exposição¹³ dos *portfolios* 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 pelo banco de dados Economática). 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.

4. Amostra utilizada

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 o tipo/classe de maior liquidez. Por fim, a amostra ficou composta por 70 ações, selecionadas a partir do banco de dados Economática.

A 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 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 sujeito 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 brasileiro de capitais, o que poderia comprometer o estudo.

5. Resultados encontrados

Esta seção visa apresentar os resultados encontrados neste estudo. Mais especificamente propõe-se analisar o desempenho do modelo de fator de retorno esperado, desenvolvido por Haugen e Baker (1996), no mercado de capitais brasileiro. Além disto, é feito o levantamento das características dos *portfolios* montados no que se refere ao seu risco intrínseco.

5.1 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

¹³A exposição de uma ação em relação a um fator foi determinada através do número de desvios-padrão que esta difere da média transversal. Já a exposição dos *portfolios* foi obtida pela média aritmética da exposição das suas ações componentes.

no período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999. Os fatores representam características das empresas que podem resultar em ganhos diferenciados para o acionista. Estes estão relacionados com o risco, liquidez, valor da ação, rentabilidade e histórico de preços. A figura 1 mostra o coeficiente de determinação (R-squared) encontrado para cada regressão (OLS) realizada.

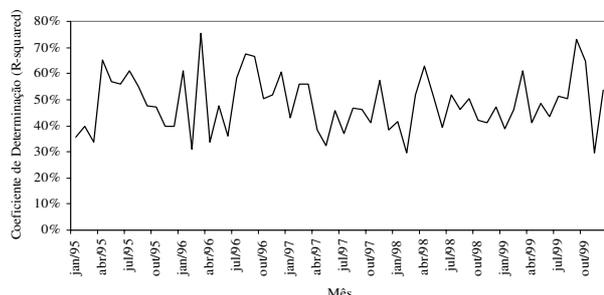


Figura 1
Coeficiente de determinação (R^2) das regressões mensais para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 1999

Analisando os resultados das regressões mensais pode-se notar que houve forte oscilação do coeficiente de determinação dos retornos. Apesar disto, este se manteve superior a 30% ao longo de todo o período e alcançou por diversas vezes marca superior a 50%, que 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 média dos coeficientes de regressão de cada fator para então seleção daqueles que alcançaram significância estatística no teste t . A tabela 2 apresenta o valor da média, desvio-padrão e t -estatístico encontrados para cada fator.

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 sua média. 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.

Tabela 2

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

Fator	Média	Desvio-padrão	t-estatístico	Sig. (two tailed)
Beta de mercado	-0,001	0,2	-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	0,03	0,345	0,671	0,505
Retorno sobre o patrimônio	-0,029	0,405	-0,56	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	0,33	0,28	0,781
Excesso de retornos nos 3 meses anteriores	-0,097	0,35	-2,143	0,036
Excesso de retornos nos 6 meses anteriores	0,073	0,35	1,618	0,111
Excesso de retornos nos 12 meses anteriores	-0,087	0,305	-2,219	0,03

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. 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-los 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.

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 os períodos de 3 e 12 meses.

Por fim, deve-se frisar 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 (5%) na refutação da hipótese de normalidade da distribuição dos resíduos.

5.2 Resultados do teste de previsão de retornos

Como sugerido pelo modelo, 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 3 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 3 a superioridade do tercil 3 frente aos demais tercils. Este obteve melhor rendimento mensal em 18 dos 36 meses de teste, ou seja, a frequência dos retornos vencedores para este tercil se iguala 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.

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 seu índice sharpe foi superior aos demais denotando uma maior recompensa pelo risco.

Tabela 3

Resultados mensais da simulação utilizando o modelo de fator de retorno esperado para o período de 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	0,0817	0,0678	0,0605	0,0662	0,1438	0,1272	0,0787
Retorno 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

Quanto ao retorno acumulado no período, a figura 2 apresenta o comportamento relativo entre os tercis 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 o tercil 1 e 2 (este último passando a ter melhor rendimento) e o tercil 3 ampliando a sua vantagem em relação aos demais.

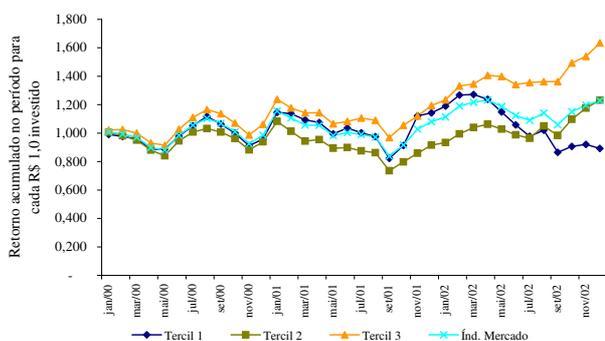


Figura 2

Comparação dos retornos acumulados entre os tercis formados e o índice de mercado da amostra no período de 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 3), 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 variaram de um máximo de 130%, relativo ao índice Ibovespa, e um mínimo de 30,5%, relativo ao FGV-100.

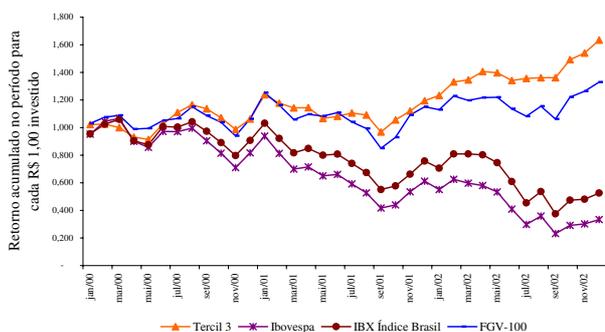


Figura 3
 Comparação dos retornos acumulados entre o tercil 3 e os índices Ibovespa, IBX índice Brasil e FGV-100 no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2002

5.3 Análise de risco dos *portfolios*

A fim de verificar se os *portfolios* que compuseram o tercil 3 eram mais arriscados que os demais e que, por isso, ofereceram maiores ganhos, efetuou-se o cômputo da média da exposição (diferença em desvios-padrão da média) às medidas de risco e 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%.

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.

Tabela 4
Resultados dos testes *t* (p-value) para diferença de médias da exposição dos tercís em relação a medidas de risco e liquidez

Fator	Exposição			Resultados testes <i>t</i> (p-value)			Fator	Exposição			Resultados testes <i>t</i> (p-value)			
	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3		Volatilidade	Média	Tercil 1	Tercil 2	Tercil 3		
Beta de mercado														
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	-	-	-			
Varição residual							Risco rendimentos							
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	-	-	-			
Coefficiente de envidramento							Tendência envidramento							
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	-	-	-			
Variabilidade rendimentos							Variabilidade dividendos							
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	-	-	-			
Capitalização de mercado							Liquidez de mercado							
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	-	-	-			

Contra-pondo 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.

6. Considerações Finais

Este artigo visou verificar a aplicabilidade do modelo de fator de retorno esperado, proposto por Haugen e Baker (1996), no mercado acionário brasileiro. O modelo, puramente estatístico, baseia-se nas características das próprias ações (fatores) para determinar o retorno futuro de uma ação, relativo a uma ação média.

Os resultados apontaram sete fatores capazes de explicar o retorno diferencial mensal das ações negociadas na Bovespa. Surpreendentemente, 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 ligados ao histórico de preços das ações (excesso de retornos nos 3 e 12 meses anteriores).

Através de uma simulação de investimentos utilizando os fatores selecionados, pôde-se observar que o modelo proposto foi capaz de formar *portfolios* de ações com ganhos acima da média. Tal observação foi comprovada através de testes *t* de diferença de médias.

Outro resultado interessante relaciona-se ao risco dos *portfolios* montados. Os *portfolios* vencedores apresentaram menor desvio-padrão na série de retornos mensais sugerindo menor risco dos seus rendimentos. Além disto, verificou-se que as ações componentes destes *portfolios* 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 neste estudo que é possível, através da utilização do modelo apresentado, alcançar rendimentos acima da média sem, no entanto, estar exposto a um maior risco.

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 replicação do modelo utilizando dados cotados em dólar para verificar se este mantém um bom desempenho.

Referências

- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12:129–156.
- Brown, S. J. & Weinstein, M. I. (1983). A new approach to testing asset pricing models: The bilinear paradigm. *Journal of Finance*, 38:711–743.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, New Jersey.
- Chen, N., Roll, R., & Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59:383–403.
- Cheng, A. C. S. (1995). The U.K. stock market and economic factors: A new approach. *Journal of Business and Accounting*, 22:139–142.
- Connor, G. & Korajczyk, R. A. (1993). A test for the number of factors in an approximate factor model. *Journal of Finance*, 48(4):1263–1291.
- Copeland, T. E. & Weston, J. F. (1988). *Financial Theory and Corporate Policy*. Addison-Wesley.
- De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40:793–805.
- Dimson, E. & Mussavian, M. (1999). Three centuries of asset pricing. *Journal of Banking & Finance*, 25:1745–1769.
- Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return and equilibrium – empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81:607–636.
- French, K. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8:55–69.
- Haugen, R. (2000). *Os Segredos Da Bolsa*. Pearson Educação, São Paulo.
- Haugen, R. & Baker, N. L. (1996). Commonality in the determinants of expected stocks returns. *Journal of Financial Economics*, 41:401–439.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winner and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48:65–91.

- Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12:13–32.
- KloECKner, G. O. & Santos, M. R. B. D. (1994). Teoria da precificação da arbitragem: Um teste empírico do seu modelo de equilíbrio no mercado brasileiro de ações. XVIII ENANPAD, 26-28 set. 1994. Anais... Curitiba, p.49–63.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49:1541–1578.
- Leal, R. P. C. & Rêgo, R. B. (2000). Impacto do anexo IV no mercado de capitais brasileiro. In *Mercado de Capitais – Análise Empírica No Brasil*. Atlas, São Paulo.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economic Statistics*, pages 13–37.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7:77–91.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34:768–783.
- Neves, A. W. & Amaral, H. F. (2002). 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.
- Ribenboim, G. (2002). Testes de versões do modelo CAPM no Brasil. In *Finanças Aplicadas Ao Brasil*, pages 17–40. Editora FGV, Rio de Janeiro.
- Roll, R. & Ross, S. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, 35:1073–1103.
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13:341–360.
- Rozeff, M. & Kinney, W. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4):379–402.
- Santos, M. R. B. D., KloECKner, G. O., & Ness Jr, W. L. (1994). 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. XVIII ENANPAD, 26-28 set. 1994. Anais... Curitiba, p.37–48.
- Schor, A., Bonomo, M., & Pereira, P. L. V. (2002). APT e variáveis macroeconômicas: Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. In *Finanças Aplicadas Ao Brasil*, pages 55–77. Editora FGV, Rio de Janeiro.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19:425–442.