

A HIPÓTESE CONJUNTA DO CAPM E MERCADO EFICIENTE

THE CAPM AND EFFICIENT MARKET COMBINED HYPOTHESIS

César Martins Guimarães

Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – Fecap

Rosane Torres Guimarães

Universidade Presbiteriana Mackenzie – Fceca

RESUMO

O CAPM é utilizado para testar a eficiência de mercados desde o final dos anos 1960. O objetivo deste trabalho foi testar a hipótese conjunta do CAPM e da eficiência do mercado brasileiro de ações nos cinco anos compreendidos entre abril de 2000 e março de 2005, através da análise do desempenho de fundos mútuos de ações. O Alfa de Jensen foi escolhido como medida de retorno extraordinário dos fundos de ações, por considerar o ajuste do resultado em relação à exposição da carteira ao risco sistemático. Os dados apontaram que não há evidências de ineficiência de mercado para o período analisado, assumindo-se ser o IBX e o Ibovespa índices representativos da carteira de mercado e o CDI de um dia uma taxa representativa do ativo livre de risco.

ABSTRACT

The use of CAPM to test the efficiency of markets comes from the end of the seventies and continues until current days. The objective of this work is to test the conjoint hypothesis of CAPM and of the efficiency of the Brazilian stock market, in the five years between April 2000 and March 2005, through the analysis of mutual funds. The Alpha of Jensen was chosen as a measure for excessive, since it considers the adjustment of the result in relation to the systematic risk. The data suggest that there are not evidences of market inefficiency for the analyzed period, assuming to be IBX and Ibovespa representative indexes of the stock market and the overnight CDI a representative rate of risk-free assets.

PALAVRAS-CHAVE

CAPM; Fundos mútuos; Alfa de Jensen; Mercado brasileiro de ações; Mercado eficiente.

KEYWORDS

Capital asset price model; Mutual funds; Jensen's alpha; Brazilian stock market; Market efficiency.

INTRODUÇÃO

O CAPM (Capital asset pricing model) é utilizado para testar a eficiência de mercados desde o final dos anos 1960. Já em maio de 1968, *The Journal of Finance* publicou um artigo em que Michael C. Jensen testava a eficiência do mercado norte-americano a partir do desempenho de fundos mútuos de ações. Esse artigo foi objeto de contestação quase dez anos depois, quando, em julho de 1977, no *The Journal of Business*, Norman E. Mains apontou problemas metodológicos no tratamento dos dados de Jensen. Com o tratamento proposto por Mains, os mesmos dados conduziram a conclusões diversas.

Apesar de recentes testes terem evidenciado a existência de outros fatores explicativos dos retornos das ações, que não estão presentes no CAPM, os teóricos de finanças ainda parecem longe de obter consenso, seja acerca da utilidade do CAPM como modelo explicativo da formação dos preços dos ativos, seja acerca da veracidade da hipótese do mercado eficiente.

Aliás, um problema comum a todos os testes que utilizam o CAPM para tentar comprovar ou refutar a hipótese do mercado eficiente é que essa hipótese é um dos pressupostos do modelo. Segundo Copeland (1988), qualquer resultado empírico que mostre não haver, em média, nenhum desvio significativo do modelo é meramente consistente com a eficiência de mercado. Não se prova necessariamente a eficiência de mercado, porque o modelo pode estar errado. Dessa forma, qualquer teste de eficiência do mercado que use o CAPM para ajustar por risco é, como mencionado, um teste conjunto do CAPM, que assume a eficiência de mercado e da própria eficiência de mercado. Assim, se o mercado for ineficiente, as premissas do CAPM são inválidas e necessita-se de um modelo diferente; se o CAPM for ineficiente, mesmo em condições de mercado eficiente, então o modelo não é passível de ser usado para testes de eficiência de mercado.

O objetivo deste trabalho é testar a hipótese conjunta do CAPM e da eficiência do mercado brasileiro de ações entre janeiro de 1998 e novembro de 2002, através da análise do desempenho de fundos mútuos de ações.

A HIPÓTESE DA EFICIÊNCIA DOS MERCADOS

Um mercado é considerado eficiente quando o preço de seus ativos reflete plena e imediatamente toda a informação disponível. Como decorrência, segundo Smith (1984), a hipótese do mercado eficiente sustenta ser impossível auferir lucro econômico na negociação com as informações disponíveis. Isso significa que de regras técnicas de negociação, baseadas em informações da série de preços passada, não se pode esperar retornos acima do normal.

Segundo Samuelson (1965) e Mandelbrot (1966) apud Smith (1984), mudanças inesperadas nos preços, em um mercado especulativo, devem se comportar como um caminho aleatório se o mercado é competitivo e o lucro econômico de negociação é zero. Os autores argumentam que mudanças inesperadas nos preços refletem novas informações. Dado que uma nova informação é, por definição, algo que não pode ser deduzido de uma informação anterior, deve ser independente no decorrer do tempo. Dessa forma, concluem os autores, mudanças inesperadas nos preços de ativos também devem ser independentes no decorrer do tempo. Essa hipótese poderia ser formulada, de maneira simples, através de:

$$E(p_{t+1} / \Phi_t) = p_t ,$$

onde:

p_t = preço do ativo no momento t ; e

Φ_t = conjunto de informações disponíveis no momento t .

Em seu clássico artigo de 1970, Fama, reconhecendo que a definição clássica de mercado eficiente era muito geral e, portanto, difícil de ser testada, propôs três níveis de eficiência:

- Eficiência fraca: nenhum investidor pode auferir um retorno em excesso através de um modelo de formação de preços baseado em informação passada sobre preços ou rentabilidades.

- Eficiência semiforte: nenhum investidor pode auferir um retorno em excesso através de um modelo de formação de preços baseado em informação publicamente disponível.

- Eficiência forte: nenhum investidor pode auferir um retorno em excesso através de um modelo de formação de preços baseado em qualquer informação.

Os resultados da pesquisa de Fama (1970) apontaram, ao mesmo tempo, evidências extensivas a favor da hipótese de eficiência dos mercados e outras, mais esparsas, contra a hipótese, deixando o caminho aberto para os vários testes que se seguiram. Com metodologias variadas, esses testes se propuseram a analisar grandes massas de dados em busca de anomalias que evidenciassem ineficiência dos mercados ou dos modelos de formação de preços dos ativos, detectando oportunidades de retornos em excesso em relação àqueles apontados pelos modelos.

Dentre as anomalias freqüentemente evidenciadas por esses estudos encontra-se a subavaliação de empresas: (1) com baixo valor de mercado; (2) com alto grau de endividamento; (3) com maior índice valor contábil sobre valor de mercado; (4) com maior índice lucro sobre preço; (5) com menor liquidez das ações; (6) com maior índice caixa gerado sobre preço; (7) com baixo crescimento nas vendas; e (8) com maior razão preço sobre vendas, além de outras associadas a fatores de calendário. Defensores da hipótese do mercado eficiente, entretanto, minimizam esses resultados, argumentando que as anomalias encontradas devem-se a vieses na seleção das amostras pesquisadas.

A defesa da hipótese do mercado eficiente encontrou, ainda, novos argumentos num recente estudo de Schwert (2002), evidenciando que di-

versas anomalias verificadas em pesquisas anteriores enfraqueceram ou desapareceram após a publicação dos artigos que as documentaram. Como mostra esse breve relato sobre os diversos testes realizados, ainda não há consenso sobre a hipótese da eficiência dos mercados, o que deixa aberta a possibilidade de realização de novos testes em novas condições e com novas metodologias.

A TEORIA DE CARTEIRAS E O CAPITAL ASSET PRICING MODEL

Antes de Markowitz (1952), pouca atenção era dada à análise de carteiras de investimento. Uma carteira era formada escolhendo-se simplesmente papéis que se supunham subavaliados pelo mercado, sem muita atenção ao efeito da diversificação na redução do risco. Supunha-se que a simples composição da carteira com uma grande quantidade de ativos diferentes reduziria seu risco. Markowitz formulou o problema da carteira como uma escolha da média de retornos e da variância de uma carteira de ativos. Segundo Elton e Gruber (1998), a mensagem mais importante de teoria é que os ativos não deveriam ser selecionados simplesmente com base em suas características particulares. Ao contrário, um investidor deveria considerar como cada título se move em relação a todos os outros.

A covariância é um indicador estatístico que mede a inter-relação entre duas variáveis. A correlação é outro indicador alternativo a essa mesma medida. Markowitz demonstrou que, para se minimizar a variância dos retornos de uma carteira, não basta investir numa grande quantidade de ativos, é necessário evitar a aplicação em ativos com alta covariância entre eles.

Definidos esses conceitos iniciais, cabe analisar o que ocorre com o retorno e o risco de uma carteira que combine mais de um ativo. A fórmula do retorno esperado de uma carteira é muito simples. Segundo Ross, Westerfield e Jaffe (1995), o

retorno esperado de uma carteira é uma média ponderada dos retornos esperados dos títulos individuais que a compõem. Já a variância do retorno de uma carteira depende tanto das variâncias individuais dos títulos que a compõem, quanto da covariância entre esses títulos.

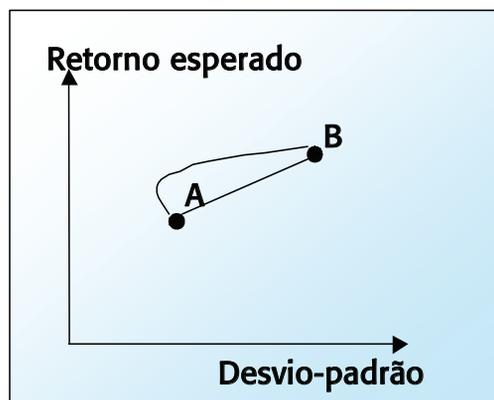
Se um dos títulos tender a se valorizar quando o outro se desvalorizar e vice-versa (covariância negativa entre os retornos), o movimento de um título tende a contrabalançar o movimento do outro, gerando, por efeito de diversificação, uma redução do risco da carteira global. Entretanto, se ambos os títulos se valorizam ou se desvalorizam (covariância positiva entre os retornos), o risco da carteira será mais elevado que o do exemplo anterior. No caso particular de os retornos entre os ativos não apresentarem nenhuma relação (covariância nula), a variância da carteira global é fun-

ção simplesmente das variâncias individuais dos títulos que a compõem.

Em todos os casos, exceto um, verifica-se uma redução no risco global de uma carteira pelo efeito da diversificação, isto é, pela covariância entre o retorno dos ativos. A única exceção ocorre quando a correlação (r) entre os ativos for exatamente igual a um. Nesse caso, como o movimento dos diversos ativos tem uma correlação perfeita, o efeito não se verifica. Ross, Westerfield e Jaffe (1995) resumem esse fenômeno afirmando que, desde que $r < 1$, o desvio-padrão do retorno de uma carteira sempre será menor do que a média ponderada dos desvios-padrão dos títulos individuais.

Na figura que segue, estão representados dois ativos distintos (A e B). O eixo vertical representa o retorno esperado dos ativos, enquanto o eixo horizontal representa o desvio-padrão do retorno.

Figura 1 – Carteira com dois ativos



Fonte: elaborada pelos Autores

As curvas AB representam as diversas combinações possíveis de uma carteira composta pelos ativos A e B onde, nos pontos extremos, a carteira seria composta com 100% dos recursos alocados em um único ativo (A ou B, conforme o caso) e o ponto médio representaria uma carteira onde 50% dos recursos estivessem alocados em cada um dos ativos.

Essa combinação poderia ser representada por uma reta somente se a correlação entre os ativos A e B fosse perfeita ($r=1$). Nesse caso, tanto o retorno esperado da carteira quanto seu desvio-padrão, como mostra o gráfico, seriam as médias ponderadas respectivamente dos retornos esperados e do desvio-padrão dos ativos individuais, onde o fator de ponderação seria a participação

percentual relativa desse ativo na carteira. Se a correlação entre os ativos A e B for menor do que um ($r < 1$), entretanto, as diversas combinações possíveis de carteiras são mais bem expressas pela curva que se projeta no gráfico acima da reta e que também une os pontos A e B.

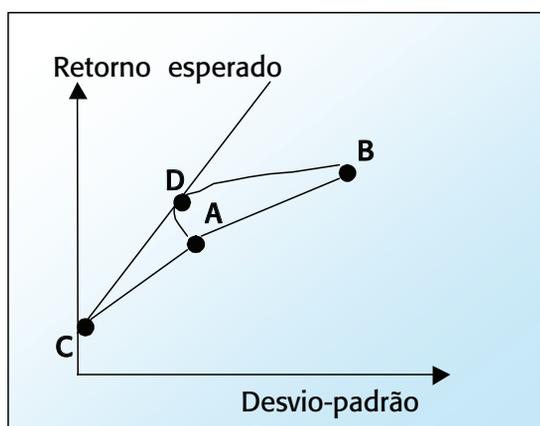
Se adicionarmos ao gráfico outros ativos, que representem outras alternativas de aplicação, e se esses ativos apresentarem correlação menor do que um ($r < 1$) com os já existentes, traçaremos curvas que se projetariam cada vez mais acima da existente. O conjunto de todos os ativos da economia representados graficamente resultaria, dessa forma, na "fronteira eficiente", uma curva que representa as melhores relações risco-retorno disponíveis, acima da qual nenhuma alternativa de composição de carteira é possível, e a partir da qual um investidor poderia

escolher sua carteira preferida, dependendo de seu grau de aceitação de risco.

James Tobin, em artigo de 1958, deu uma grande contribuição ao modelo de Markowitz, vislumbrando a possibilidade de incorporar a ele um ativo livre de risco, o que gerou o seu famoso teorema da separação.

Se agregarmos um ativo livre de risco à nossa figura, um ponto portanto localizado sobre o eixo vertical (desvio-padrão = risco = zero), tornando possível a composição de uma carteira onde parte dos recursos pudesse ser aplicada nesse ativo, as diversas opções de composição de carteira entre esse ativo e um ou vários ativos de risco seriam representadas graficamente por uma reta e não mais por uma curva, como pode ser demonstrado. Adicionando essa nova variável, nossa figura seria apresentada da seguinte forma:

Figura 2 – Carteira com ativo livre de riscos



Fonte: elaborada pelos Autores

A reta AC representa todas as combinações possíveis de carteira entre o ativo livre de risco (C) e o ativo com risco A.

A reta CD, construída da forma a tangenciar a curva AB, representa todas as combinações possíveis de carteira onde parte dos recursos é aplicada no ativo livre de risco e parte na combinação

de ativos A e B, que resulta no ponto D. Percebe-se que a introdução de um ativo livre de risco no modelo gera pontos possíveis para a carteira, que estão acima da fronteira eficiente original. Percebe-se também que a reta que propicia os pontos mais elevados é exatamente aquela que, partindo do ativo livre de risco, tangencia a curva de fron-

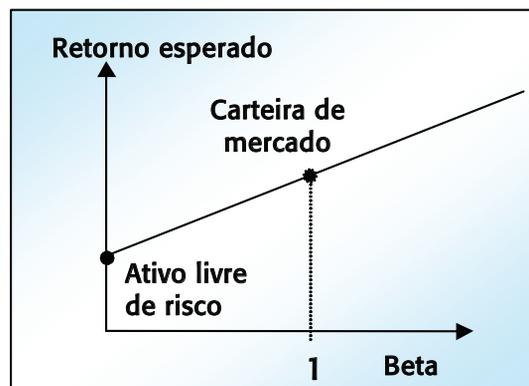
teira eficiente (os pontos da reta CD encontram-se acima dos pontos, por exemplo, da reta AC).

Em termos práticos isso significa que, para qualquer ponto da reta AC, haverá um ponto na reta CD que apresenta o mesmo risco (desvio-padrão), mas com um retorno esperado maior e, portanto, representa uma alternativa de investimento mais eficiente.

A consequência direta desse fato, conforme Famá e Galdão (1996), é que a carteira de ativos de risco mais adequado para qualquer investidor é independente de sua atitude em relação ao risco. O que vai diferenciar um investidor com maior tolerância ao risco de um investidor com menor tolerância é o percentual de ativos livre de risco que cada um mantém em sua carteira.

William Sharpe avançou nos estudos sobre o tema ao formular o CAPM, a partir do qual deduziu que a carteira mais eficiente seria o próprio mercado ou, em outras palavras, a carteira de mercado. Com esse modelo Sharpe concluiu que o prêmio de risco esperado para um dado ativo, entendido como a diferença entre a rentabilidade desse ativo e a do ativo livre de risco, seria proporcional ao beta (coeficiente do termo "x" da reta de regressão desses dois ativos). Dessa forma, a rentabilidade esperada desse ativo estaria situada sobre a security market line, aquela que corta o ativo livre de risco e a carteira de mercado no gráfico que segue:

Figura 3 – Security market line



Fonte: elaborada pelos Autores

O CAPM foi desenvolvido a partir de algumas premissas acerca do comportamento dos investidores e do conjunto de oportunidades de mercado. Segundo Copeland (1988), essas premissas seriam:

1- investidores são indivíduos com aversão ao risco, que maximizam a esperança da utilidade de sua riqueza no final de um período determinado;

2- investidores são tomadores de preços e possuem expectativas homogêneas sobre o re-

torno dos ativos, que têm uma distribuição de probabilidade normal conjunta;

3- existe um ativo livre de risco, de tal forma que os investidores podem aplicar ou captar recursos ilimitados à taxa livre de risco;

4- a quantidade de ativos é fixa e todos os ativos são comercializáveis e perfeitamente divisíveis;

5- os mercados são racionais, e as informações gratuitas e simultaneamente disponíveis a todos os investidores;

6- não há imperfeições de mercado, como taxas, regulamentações ou restrições a se manter posições vendidas.

Esse modelo simples possibilita estimar o retorno esperado de um ativo ou carteira qualquer, desde que se apurem seu risco, medido pelo beta, e as esperanças de retorno da carteira de mercado e do ativo livre de risco. O raciocínio que deduz o modelo pode ser expresso da seguinte maneira:

Uma carteira com $a\%$ investido em um ativo de risco I e $(1-a)\%$ na carteira de mercado (m) terá a seguinte média e o seguinte desvio-padrão:

$$E(\tilde{R}_p) = aE(\tilde{R}_i) + (1-a)E(\tilde{R}_m)$$

$$\sigma(\tilde{R}_p) = [a^2\sigma_i^2 + (1-a)^2\sigma_m^2 + 2a(1-a)\sigma_{im}]^{1/2},$$

onde:

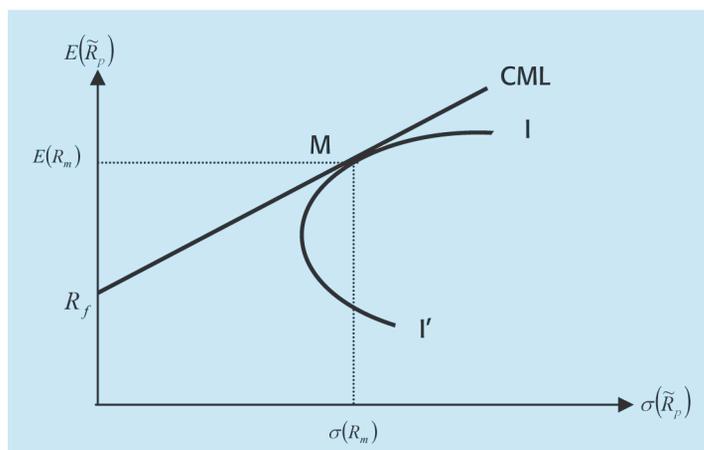
$\sigma_i^2 = a$ variância de um ativo de risco I

$\sigma_m^2 = a$ variância da carteira de mercado

$\sigma_{im} = a$ covariância entre o ativo de risco I e a carteira de mercado

A carteira de mercado já deverá conter o ativo I na proporção de seu valor de mercado. O conjunto de oportunidades de investimento oferecido pelas várias combinações do ativo de risco e da carteira de mercado é a curva IMI' da figura abaixo:

Figura 4 – Fronteira eficiente



Fonte: elaborada pelos Autores

A mudança na média e desvio-padrão devida à porcentagem da carteira ($a\%$) investida no ativo de risco I é determinada como segue:

$$\frac{\partial E(\tilde{R}_p)}{\partial a} = E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)$$

$$\frac{\partial \sigma(\tilde{R}_p)}{\partial a} = \frac{1}{2} [a^2\sigma_i^2 + (1-a)^2\sigma_m^2 + 2a(1-a)\sigma_{im}]^{-1/2} \cdot [2a\sigma_i^2 - 2\sigma_m^2 + 2a\sigma_m^2 + 2\sigma_{im} - 4a\sigma_{im}]$$

Uma vez que a carteira de mercado já possui uma percentagem de ativo l e essa percentagem é proporcional ao seu valor de mercado, a percentagem a da equação acima seria o excesso de demanda para um determinado ativo de risco. Entretanto, sabe-se que, em condições de equilíbrio, o excesso de demanda para qualquer ativo deve ser zero. Dessa forma, se substituirmos, nas equações acima, o valor de a por zero, podemos determinar as relações no preço de equilíbrio no ponto M de nossa figura. Isso irá fornecer o preço de equilíbrio do risco:

$$\left. \frac{\partial E(\tilde{R}_p)}{\partial a} \right|_{a=0} = E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)$$

$$\left. \frac{\partial \sigma(\tilde{R}_p)}{\partial a} \right|_{a=0} = \frac{1}{2} (\sigma_m^2)^{-1/2} \cdot (-2\sigma_m^2 + 2\sigma_{im}) = \frac{\sigma_{im} - \sigma_m^2}{\sigma_m}$$

A inclinação da relação risco-retorno avaliada no ponto M, em condições de equilíbrio, é:

$$\left. \frac{\frac{\partial E(\tilde{R}_p)}{\partial a}}{\frac{\partial \sigma(\tilde{R}_p)}{\partial a}} \right|_{a=0} = \frac{E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)}{\frac{\sigma_{im} - \sigma_m^2}{\sigma_m}}$$

O último passo é compreender que a inclinação do conjunto de oportunidades IMI', fornecida pela relação entre o ativo de risco e a carteira de mercado no ponto M, deve também ser igual à inclinação da *capital market line*:

$$\frac{E(\tilde{R}_m) - R_f}{\sigma_m}$$

Igualando as duas equações anteriores, temos:

$$\frac{E(\tilde{R}_m) - R_f}{\sigma_m} = \frac{E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)}{\frac{\sigma_{im} - \sigma_m^2}{\sigma_m}}$$

Resolvendo para $E(\tilde{R}_i)$, temos:

$$E(\tilde{R}_i) = R_f + [E(\tilde{R}_m) - R_f] \cdot \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}$$

Essa equação é conhecida como CAPM e sua reta resultante é chamada *security market line*. A taxa de retorno requerida de qualquer ativo, $E(\tilde{R}_i)$, é igual à taxa do ativo livre de risco acrescida de um prêmio de risco. Esse prêmio seria o preço do risco multiplicado pela quantidade de risco, medido pela inclinação da reta, freqüentemente chamada de beta:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)}$$

Com isso, podemos construir a fórmula do CAPM em sua forma mais conhecida.

$$E(\tilde{R}_i) = R_f + [E(\tilde{R}_m) - R_f] \cdot \beta_i$$

O ativo livre de risco tem um beta igual a zero, pois sua covariância com a carteira de mercado é nula, enquanto a carteira de mercado tem beta igual a um, pois sua covariância consigo mesma é igual à sua variância.

Além do exposto até o momento, o CAPM tem outras propriedades importantes. Uma delas é a que permite segregar o risco total de qualquer ativo em dois componentes: risco sistemático e risco não sistemático ou diversificável. Se definirmos o retorno de qualquer ativo de risco como uma função linear do retorno de mercado mais um termo de erro aleatório, com covariância zero em relação ao \tilde{R}_m para que não haja problemas de heterocedasticidade, poderíamos expressá-lo da seguinte forma:

$$\tilde{R}_j = a_j + b_j \tilde{R}_m + \tilde{\varepsilon}_j$$

de onde se pode extrair a variância desta relação:

$$\sigma_j^2 = b_j^2 \sigma_m^2 + \sigma_g^2$$

A variância, termo à esquerda da igualdade, seria a soma de dois termos: o primeiro exprime o risco sistemático e o segundo o risco não sistemático.

Outra propriedade importante do CAPM é que o beta de qualquer carteira é igual à média, ponderada pela proporção, dos betas dos ativos que o compõem:

$$\beta_p = a\beta_x + b\beta_y$$

O ALFA DE JENSEN

O desenvolvimento teórico do CAPM, com seu entendimento e mensuração do conceito de risco, possibilitou a Michael C. Jensen abordar uma questão central da teoria de finanças, especialmente da gestão de carteiras de investimento: a avaliação do desempenho de carteiras com risco. Segundo Jensen (1968), o conceito de desempenho de carteiras tem, pelo menos, duas dimensões distintas: (1) a habilidade do gestor da carteira ou do analista de ações em aumentar retornos na carteira através da predição bem-sucedida do preço futuro das ações; e (2) a habilidade do gestor da carteira em minimizar (através da diversificação "eficiente") o total do "risco diversificável" gerado para os proprietários da carteira. A maior dificuldade encontrada na tentativa de avaliar o desempenho de uma carteira nessas duas dimensões tem sido a falta de um efetivo entendimento da natureza e mensuração do risco.

Jensen incorpora a variável risco em seu modelo de avaliação de desempenho a partir do CAPM:

$$E(\tilde{R}_i) = R_f + [E(\tilde{R}_m) - R_f] \cdot \beta_i$$

Para deduzir seu modelo, Jensen incorpora à fórmula uma dimensão temporal:

$$E(\tilde{R}_{it}) = R_{ft} + [E(\tilde{R}_{mt}) - R_{ft}] \cdot \beta_i,$$

onde t representa um intervalo de tempo arbitrário. Por não estar subscrito por t, o parâmetro β_i é estacionário no tempo. Isso tem implicações para o modelo que serão discutidas posteriormente.

A fórmula do CAPM está descrita em termos de retornos esperados de qualquer ativo ou carteira i e o retorno esperado da carteira de mercado. O objetivo de Jensen, entretanto, foi adaptar esse modelo de forma a gerar uma estimativa da habilidade de projeção de um gestor de carteiras. Para isso, seu interesse se volta para o retorno realizado e não esperado. A partir dessa necessidade, Jensen adapta o CAPM para tratar esses dados:

$$\tilde{R}_{it} = R_{ft} + [\tilde{R}_{mt} - R_{ft}] \cdot \beta_i + \tilde{e}_{it}$$

A transformação dos dados esperados em dados realizados tornou necessária a incorporação do termo erro (\tilde{e}_{it}) ao modelo. Se o gestor tem uma capacidade de projeção superior, talvez por seu conhecimento especial não ser acessível a outros, ele tende a selecionar para a carteira ações que produzirão um $\tilde{e}_{it} > 0$. Então, sua carteira vai gerar um retorno maior do que o prêmio de risco compatível com seu nível de risco.

Essa habilidade do gestor fará com que a regressão entre os prêmios da carteira de mercado e da carteira gerida não passe pela origem, isto é, surge a possibilidade da existência de uma constante diferente de zero na equação acima:

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + R_{ft} + [\tilde{R}_{mt} - R_{ft}] \cdot \beta_i + \tilde{u}_{it}$$

Nessa equação, o termo α_i foi decomposto em α_i , que mede a capacidade do gestor, e o termo \tilde{u}_{it} , o novo termo erro, que será independente com $E(\tilde{u}_{it}) = 0$.

Dessa forma, se o gestor tiver a habilidade de projetar o preço das ações, o intercepto α_i será positivo e representará a taxa de retorno incremental da carteira por unidade de tempo, devida à habilidade do gestor. Essa medida recebe o nome de alfa de Jensen:

$$\alpha_i = \tilde{R}_{it} - R_{ft} - [\tilde{R}_{mt} - R_{ft}] \cdot \beta_i$$

A restrição de β_i ser estacionário no tempo prejudica o poder de explicação do modelo sobre a realidade. Na verdade, os gestores podem, aproveitando sua habilidade em prever os movimentos do mercado de ações como um todo, alterar a exposição ao risco sistemático no tempo (aumentando o beta da carteira nos momentos de alta e diminuindo nos momentos de baixa) para incorporar retorno à carteira. Nessa hipótese, a curva que melhor se ajusta à regressão entre os prêmios da carteira de mercado e da carteira gerida não seria uma reta, mas uma parábola.

METODOLOGIA

Para testar a hipótese conjunta do CAPM e da eficiência do mercado brasileiro de ações entre abril de 2000 e março de 2005, através da análise do desempenho de fundos mútuos de ações, os seguintes procedimentos metodológicos foram observados:

1- O alfa de Jensen foi escolhido como medida de retorno extraordinário dos fundos de ações, por considerar o ajuste do resultado em relação à exposição da carteira ao risco sistemático;

2- Como a hipótese de que os gestores de fundos de ações têm acesso a toda informação pública, este teste pode ser qualificado como de eficiência semiforte do mercado nos termos enunciados por Fama (1970);

3- Os dados foram colhidos junto à PPS – Portfolio Performance, empresa nacional de consultoria que utiliza a base de dados da Anbid;

4- *Foram inicialmente colhidas as cotas diárias de todos os fundos de gestão ativa com benchmark Ibovespa ou IBX no período em análise, bem como seus respectivos patrimônios e taxas de administração;*

5- Foram excluídos da amostra os fundos que apresentavam patrimônio médio inferior a R\$ 3 milhões e quantidade de cotas inferior a 252 dias.

Esses limites, arbitrariamente definidos, visaram a eliminar fundos de pouca representatividade no mercado. Tal exclusão transforma a amostra escolhida em não probabilística, por julgamento;

6- A amostra foi submetida a uma análise de estilo, com a metodologia de William Sharpe, para que se identificasse algum erro de classificação dos fundos de acordo com seu *benchmark*, o que dividiu a amostra em duas subamostras: (1) fundos com *benchmark* Ibovespa; e (2) fundos com *benchmark* IBX;

7- As cotas de ambas as amostras expressam as rentabilidades dos fundos líquidas de taxa de administração e demais custos do fundo. Para a análise desses dois componentes, foram criadas mais duas subamostras onde as cotas expressassem a rentabilidade bruta da carteira. A taxa de administração usada para esse cálculo foi a informada pelos dados do arquivo da Anbid. Para contemplar os demais custos de um fundo, utilizou-se uma média de 0,25% do patrimônio ao ano, pro-rateados diariamente. Esse percentual foi escolhido com base em consultas informais a profissionais da indústria de fundos de ações, posto não haver estatísticas confiáveis disponíveis.

8- Foi realizada uma análise de regressão linear simples e quadrática, com ajuste de heterocedasticidade dos resíduos, nos dados das quatro subamostras. Foi testada a significância do termo quadrático e eliminados da amostra os fundos onde a hipótese de o termo quadrático ser zero tenha sido rejeitada com 5% de significância. Esse procedimento visou a assegurar que só estariam na amostra fundos dos quais se pudesse afirmar, com 5% de significância, que o beta fora estacionário no tempo, pois esse é um pressuposto dos modelos usados para o teste conjunto. Portanto, o teste aqui realizado diz respeito somente à capacidade superior do gestor de fundos em selecionar ativos. Não contempla sua habilidade em antecipar movimentos do mercado como um todo;

9- Selecionadas as quatro amostras de interesse, foi apurado o alfa de Jensen para to-

dos os fundos (30 com *benchmark* IBX e 64 com *benchmark* Ibovespa). Para tal, a taxa do CDI de um dia foi utilizada como a do ativo livre de risco;

10- Foi realizado teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov para a distribuição dos alfas de Jensen dos fundos das quatro amostras. A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos:

Tabela 1 - Resultados do teste de normalidade

Teste de normalidade - Kolmogorov-Smirnov			
	Estadística	n	Significância
IBX bruto	0,0847	30	0,200
IBX líquido	0,1351	30	0,171
Ibovespa bruto	0,0947	64	0,200
Ibovespa líquido	0,0820	64	0,200

Fonte: os Autores

Os resultados apontam a normalidade da distribuição do alfa de Jensen para as quatro amostras, uma vez que a significância do teste de Kolmogorov-Smirnov apresenta, em todos os casos, valores superiores a 5%.

ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados serão analisados separadamente para o conjunto de fundos com *benchmark* IBX e Ibovespa.

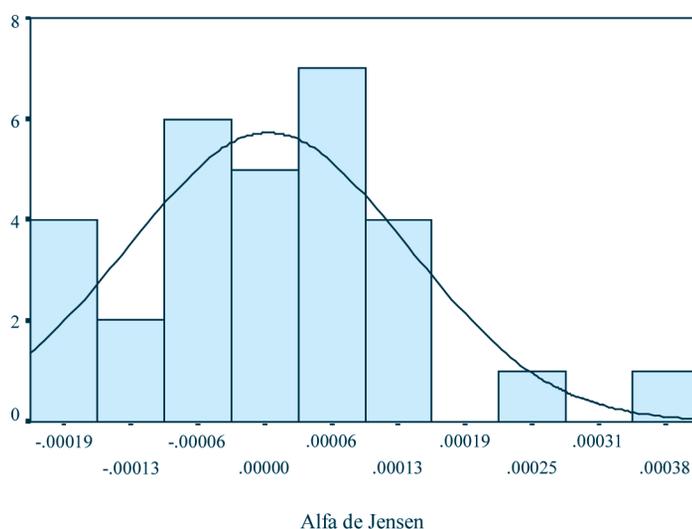
FUNDOS COM *BENCHMARK* IBX

A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas para o alfa de Jensen apuradas para os fundos com *benchmark* IBX tanto líquidos quanto brutos de taxas de administração e outros custos. O Gráfico 1 mostra o histograma da distribuição bruta e o Gráfico 2 o histograma da distribuição líquida.

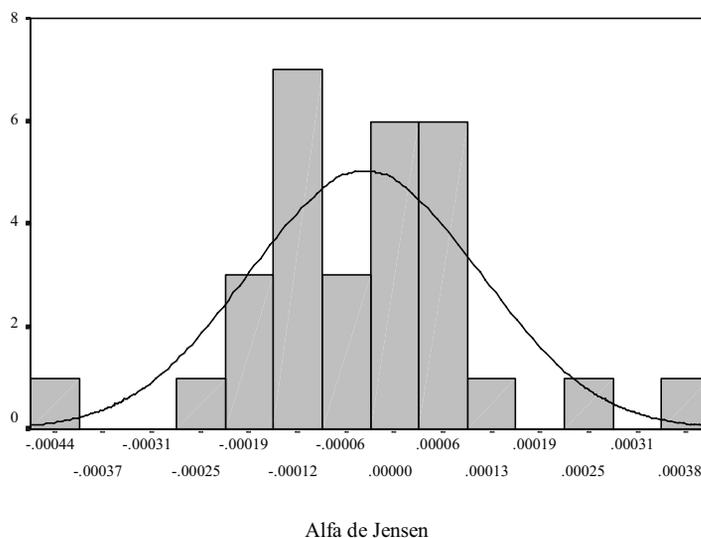
Tabela 2 - Estatística descritiva para os fundos IBX

Estatística descritiva	IBX bruto	IBX líquido
Válidos	30	30
Missing	0	0
Média	0,00000346	-0,00003861
Intervalo de confiança para a média (95%) - Limite inferior	-0,00004520	-0,00009400
Limite superior	0,00005212	0,00001679
Mediana	-0,00000985	-0,00003274
Variância	0,00000002	0,00000002
Desvio-padrão	0,00013031	0,00014835
Mínimo	-0,00020588	-0,00042825
Máximo	0,00037399	0,00036804
Amplitude	0,00057987	0,00079629
Assimetria	0,667	0,160
Curtose	1,062	2,010

Fonte: os Autores

Gráfico 1 - IBX Bruto

Fonte: os Autores

Gráfico 2 - IBX Líquido

Fonte: os Autores

Dos 30 fundos IBX da amostra, 18 dos fundos líquidos de taxa de administração (60,0%) apresentaram alfa de Jensen negativo. Esse número se reduz para 16 fundos (53,3%) se analisadas as cotas brutas. O valor médio de ambas as amostras é respectivamente $-0,003861\%$ e $0,000346\%$ ao dia, ou $-0,968\%$ e $0,087\%$ ao ano (base 252 dias úteis).

Com base no teste Z para média, com significância de 5%, não se pode rejeitar a hipótese de que as médias apuradas sejam iguais a zero. Essa amostra sugere, portanto, que os gestores desses fundos, em média, não foram hábeis para projetar o preço futuro das ações, de forma superior à média do mercado, com as informações públicas disponíveis.

Um teste Z, com significância de 5%, revela que, na amostra com os fundos IBX brutos, nenhum fundo apresentou um alfa de Jensen significativamente negativo e dois fundos apresentaram um alfa significativamente positivo. No caso da amostra com os fundos IBX líquido, um fundo

apresentou um alfa de Jensen significativamente negativo e dois apresentaram um alfa significativamente positivo. Porém, antes de concluir que um desses fundos é superior e o outro inferior, lembremos que, mesmo se todos os 30 fundos (durante toda a sua existência) tivessem um alfa de Jensen igual a zero, deveríamos esperar encontrar (numa amostra aleatória de período de tempo) 5% deles (1,5 fundos) com valores de Z significativamente superiores e inferiores ao nível de 5% de significância. Portanto, esses dados levam a concluir que não há evidências de ineficiência de mercado.

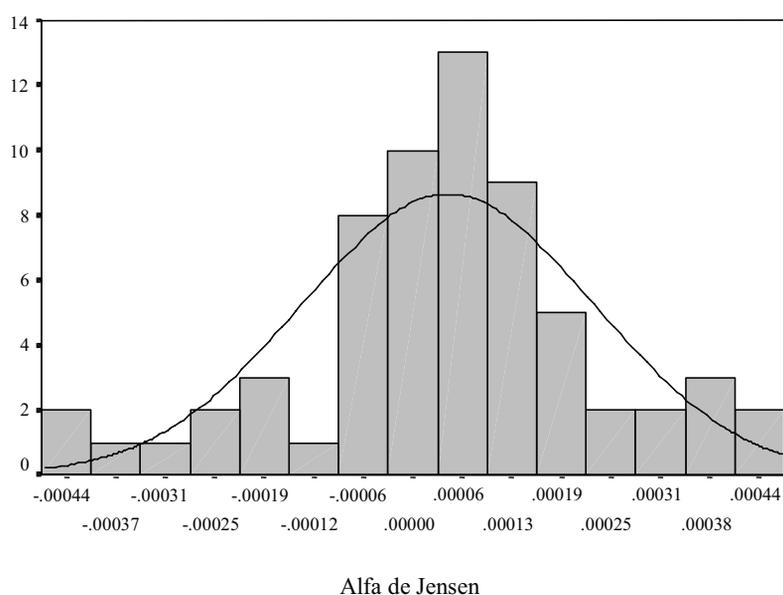
FUNDOS COM BENCHMARK IBOVESPA

A Tabela 3 apresenta algumas estatísticas para o alfa de Jensen apuradas para os fundos com *benchmark* Ibovespa tanto líquidos quanto brutos de taxas de administração e outros custos. O Gráfico 3 mostra o histograma da distribuição bruta e o Gráfico 4 o histograma da distribuição líquida.

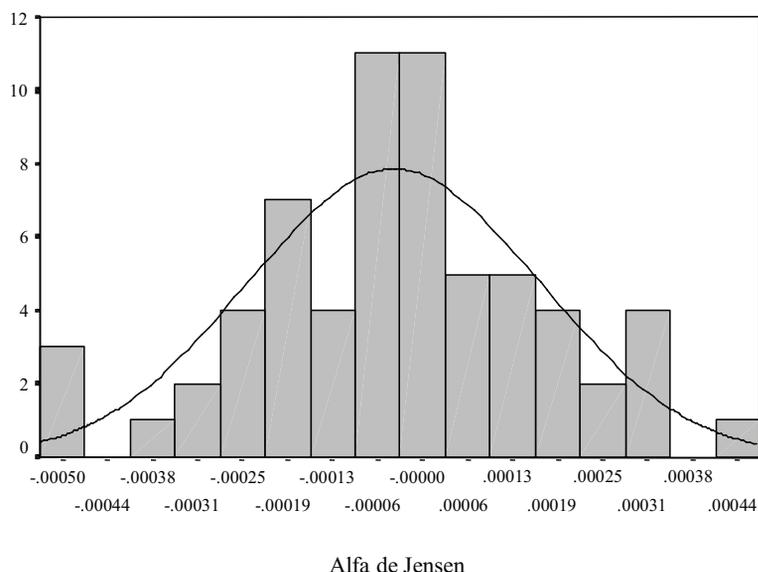
Tabela 3 - Estatística descritiva para os fundos Ibovespa

Estatística descritiva	Ibovespa bruto	Ibovespa líquido
Válidos	64	64
Missing	0	0
Média	0,00004436	-0,00003976
Intervalo de confiança para a média (95%) - Limite inferior	-0,00000162	-0,00009039
Limite superior	0,00009035	0,00001087
Mediana	0,00004874	-0,00003513
Variância	0,00000003	0,00000004
Desvio-padrão	0,00018408	0,00020269
Mínimo	-0,00041107	-0,00052179
Máximo	0,00046211	0,00045221
Amplitude	0,00087318	0,00097399
Assimetria	-0,259	-0,142
Curtose	0,519	0,356

Fonte: os Autores

Gráfico 3 - Ibovespa Bruto

Fonte: os Autores

Gráfico 4 – Ibovespa Líquido

Fonte: os Autores

Dos 64 fundos Ibovespa da amostra, 38 dos fundos líquidos de taxa de administração (59,4%) apresentaram alfa de Jensen negativo. Esse número se reduz para 21 fundos (32,8%) se analisadas as cotas brutas. O valor médio de ambas as amostras é respectivamente $-0,003976\%$ e $0,004436\%$ ao dia, ou $-0,997\%$ e $1,124\%$ ao ano (base 252 dias úteis).

Com base no teste Z para média, com significância de 5%, não se pode rejeitar a hipótese de que as médias apuradas sejam iguais a zero. Essa amostra sugere, portanto, que os gestores desses fundos, em média, não foram hábeis para projetar o preço futuro das ações, de forma superior à média do mercado, com as informações públicas disponíveis.

Um teste Z, com significância de 5%, revela que, na amostra com os fundos Ibovespa brutos, quatro fundos apresentaram um alfa de Jensen significativamente negativo e cinco apresentaram um alfa significativamente positivo. No caso da amostra com os fundos IBX líquido, quatro fundos apresentaram um alfa de Jensen significativamente negativo e quatro apresentaram um alfa significativamente positivo. Porém, antes de con-

cluir que um desses fundos é superior e o outro inferior, lembremos que, mesmo se todos os 64 fundos (durante toda a sua existência) tivessem um alfa de Jensen igual a zero, deveríamos esperar encontrar (numa amostra aleatória de período de tempo) 5% deles (3,2 fundos) com valores de Z significativamente superiores e inferiores ao nível de 5% de significância. Portanto, esses dados levam a concluir que não há evidências de ineficiência de mercado.

CONCLUSÕES

O fato de a amostra ter sido intencional, no que diz respeito tanto ao período de tempo, quanto à seleção dos fundos, não permite inferência estatística para a população dos fundos participantes da indústria brasileira de fundos de ações. Apesar disso, os dados permitem apontar que não há evidências de ineficiência de mercado, assumindo-se ser o IBX e o Ibovespa índices representativos das carteiras de mercado e o CDI de um dia uma taxa representativa do ativo livre de risco.

Se observarmos os dados brutos de taxa de administração e despesas, para os dados

dos fundos com *benchmark* IBX e Ibovespa, encontraremos uma média de retorno excessivo anualizada de, respectivamente, 0,087% e 1,124%. Jensen (1977), em seu estudo, achou uma média de -1,1%. Mains (1977), com a mesma amostra de Jensen, encontrou uma média de 1,07%. Enquanto Jensen (1977) encontrou evidências de que os fundos apresentaram um desempenho inferior, Mains (1977) concluiu que, ainda em termos de retorno bruto, a grande maioria dos fundos logrou retornos excessivos significativos. Nossa conclusão é de que, por esse mesmo critério, o desempenho dos fundos mútuos é apro-

ximadamente neutro, o que corrobora a tese de uma eficiência de mercado semiforte. >

Recebido em: dez. 2005 · Aprovado em: abril 2006

César Martins Guimarães

Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado – Fecap
Rua Baltazar da Veiga, 589/161 – Vila Nova Conceição – São Paulo – SP
Telefone: 11 8273-0660
Email: cesar@psi.com.br

Rosane Torres Guimarães

Universidade Presbiteriana Mackenzie – Fceca
Av. Dr. Cardoso de Melo, 122/82 – Vila Olímpia – São Paulo – SP
Telefone: 11 9657-7645
Email: rtorresg@terra.com.br

REFERÊNCIAS

BLACK, F. Beta and return. **The Journal of Portfolio Management**, Fall, 1993.

BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **Journal of Business**, July, 1972.

CHAN, L.K.C.; LACONISHOK, J. Are reports of beta's death premature? **Journal of Portfolio Management**, Summer, 1993.

COPELAND, T.E.; WESTON, J.F. **Financial theory and corporate policy**. 3. ed. EUA: Addison Weley Publishing Company, 1988.

DIMSON, E.; MUSSAVIAN, M. Three centuries of asset pricing. **Journal of Banking & Finance**, 1999.

ELTON, E.J.; GRUBER, J.M. Modern portfolio theory, 1950 to date. Nyu-Stern School, **Working Paper Series** 1998.

FAMA, E.F.; FRENCH, K.R. The cross section of expected stocks returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, jun. 1992.

FAMA, E.F.; MACBETH, J.D. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, 1972.

FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, May 1970.

FAMA, E.F. Efficient capital markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, Dec. 1991.

GOH, D.K.Y. **Modeling the interactive drivers of the stock market: a simulation-based approach**. MIT Sloan School of Management, 1993.

JENSEN, M.C. Problems in selection of security portfolios the performance of mutual funds in the period 1945-1964. **The Journal of Finance**, v. 23, n. 2, May 1968.

MAINS, N. E. Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios: comment. **The Journal of Business**, v. 50, n. 3, July 1977.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, v. 7, n. 1, 1952.

MERTON, R.C. Interference of mathematical models in finance on practice: past, present and future. **The Royal Society**, 1997.

SCHWERT, G.W. Anomalies and market efficiency. **Social Science Research Network Electronic Paper Collection**, Oct. 2002.

SHARPE, N. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, 1964.

SMITH, C. W. The theory of corporate finance: a historical overview. **Rochester Management Journal**, v. 2, n. 2, Fall 1984.

STEVENSON, W. **Estatística aplicada a administração**. São Paulo: Harbra, 1981.

TOBIN, J. Liquidity preference as behavior towards risk. **Review of Economics Studies**, feb. 1958.