
Sobre a eficiência dos índices de ações brasileiros

Cristina Elizabeth M. Hagler
Ricardo Dias de Oliveira Brito

RESUMO

Neste artigo, examina-se a eficiência em média-variância de alguns índices brasileiros utilizados como referencial para os fundos passivos. A eficiência do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), do Índice Brasil (IBX50) e do Índice da Fundação Getulio Vargas (FGV100) é exaustivamente testada contra diferentes conjuntos de carteiras e para diferentes subperíodos durante o intervalo de junho 1989 a julho 2003, de acordo com a abordagem de Gibbons, Ross e Shanken (1989) e Shanken (1986). A maioria dos testes rejeita a eficiência desses índices, indicando sua inadequação como referenciais para a gestão passiva.

Recebido em 15/março/2005
Aprovado em 07/abril/2006

Palavras-chave: eficiência da carteira, CAPM, zero-beta CAPM, teste Wald, índices brasileiros de ações.

1. INTRODUÇÃO

A prescrição básica em gestão de investimentos, desde Markowitz (1952), é de carregar carteiras que apresentem uma relação risco-retorno esperado eficiente perante o conjunto de ativos disponíveis. Afinal, para investidores avessos ao risco, uma estratégia de investimento é ótima somente se não for dominada por outra carteira na dimensão risco-retorno esperado. Da negociação entre agentes avessos ao risco com expectativas homogêneas num mercado perfeito, também decorre o corolário fundamental de Sharpe (1964) e Lintner (1965) de que a carteira de mercado é a alocação dominante em ativos arriscados e, portanto, é sensata a estratégia de replicá-la passivamente.

O objetivo neste trabalho é examinar a eficiência dos índices de mercado brasileiros e, com isso, conferir se o problema da identificação do referencial (*benchmark*) para a gestão passiva encontra-se trivialmente resolvido por eles.

A eficiência de índices de mercado está largamente estudada para o mercado norte-americano, com resultados díspares, dependentes do índice examinado, do método estatístico ou do período de amostragem. Uma vez que o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) demonstra a eficiência *ex-ante* da carteira de mercado, a abordagem mais freqüente consiste em examinar os índices no

Cristina Elizabeth M. Hagler, Economista pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro e Mestre em Economia pela Faculdade Ibmec Rio de Janeiro (CEP 20040-001 — Rio de Janeiro/RJ, Brasil), é Gerente da Telemar.
E-mail: cristinahagler@yahoo.com

Ricardo Dias de Oliveira Brito, Economista pela Universidade Federal de Minas Gerais, Mestre e Doutor em Economia pela Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas, é Professor do Ibmec São Paulo (CEP 04546-042 — São Paulo/SP, Brasil) e Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).
E-mail: ricardodob@isp.edu.br
Endereço:
Ibmec São Paulo
Rua Quatá, 300
04546-042 — São Paulo — SP

contexto desse modelo, em testes das relações implicadas por tal eficiência. Por exemplo, Gibbons (1982) calcula uma razão de verossimilhança (*likelihood ratio test* — LRT) para o índice *Center for Research in Security Prices* (CRSP) na versão do CAPM que ignora o ativo sem risco (de agora em diante, a versão Black do CAPM). Seus testes rejeitam a hipótese de eficiência em cinco dos dez subperíodos de cinco anos entre 1926 e 1975, bem como para o 50 anos como um todo. Shanken (1985) também examina o índice CRSP na versão Black do CAPM, mas utilizando regressões seccionais (*cross-sectional regression test* — CSRT) para testar *ex-ante* a relação linear entre os betas e os retornos esperados implicada pela eficiência da carteira de mercado. Similarmente a Gibbons (1982), seu teste rejeita a hipótese de eficiência do índice.

Jobson e Korkie (1982) testam a eficiência do índice CRSP e do *Ibotson Bond Index* na versão do CAPM que inclui o ativo sem risco (de agora em diante, a versão Sharpe-Lintner do CAPM). Seus resultados indicam que os índices apresentam ineficiência significativa em dois dos quatro subperíodos analisados.

Destacam-se na literatura Gibbons, Ross e Shanken (1989), que desenvolvem um teste de Wald para a eficiência da carteira de mercado na versão Sharpe-Lintner do CAPM. Sua abordagem multivariada leva a conclusões mais apropriadas que as inferências baseadas em conjuntos de estatísticas univariadas e não rejeita a hipótese nula de que o CRSP seja eficiente para o período de 1926 a 1982, apesar de rejeitá-la para alguns subperíodos de dez anos. A extensão para a versão Black é indicada por Shanken (1986), com a derivação de limites superiores para os *p*-valores do teste, e aprimorada em Zhou (1991), que examina a eficiência do índice CRSP por um teste de autovalor (*eigenvalue test*). Durante o período de 1926 a 1986 e para a maioria dos subperíodos, Zhou rejeita a hipótese nula de que o CRSP seja eficiente.

No mercado de ações brasileiro, Silva e Motta (2002) aplicam o teste LRT para a versão Black de Gibbons (1982) durante o período de 1986 a 2001, dividido em três subperíodos de cinco anos. Usando o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) como carteira de mercado, os testes realizados não rejeitam o Ibovespa nos dois últimos subperíodos.

Este trabalho é inspirado em Gibbons, Ross e Shanken (1989) e Shanken (1986), implementando-se os testes de Wald por eles propostos para examinar a eficiência do Ibovespa, do Índice Brasil (IBX50) e do Índice da Fundação Getúlio Vargas (FGV100) em amostras de retornos mensais do período de junho de 1989 a julho de 2003. Testa-se tanto a versão Sharpe-Lintner quanto a versão Black do CAPM para ativos agrupados em carteiras de duas formas alternativas: em 12 carteiras segundo o setor industrial, ou em dez carteiras de acordo com o tamanho do beta (*beta-sorted*).

A maioria dos testes rejeita a eficiência dos índices analisados, indicando que a prática comum entre os gestores de escolhê-los como referenciais para seus fundos passivos não resulta trivialmente em alocações eficientes.

Este artigo está organizado em quatro seções, incluindo esta introdução. A seção dois deriva os testes estatísticos de Wald para julgar a eficiência de uma carteira. Na seção três são testadas as eficiências dos índices Ibovespa, IBX50 e FGV100 para as duas versões do CAPM. Por fim, a seção quatro conclui o trabalho.

2. TESTES DE EFICIÊNCIA DA CARTEIRA

Os testes de eficiência implementados neste trabalho, elaborados por Gibbons, Ross e Shanken (1989) para a versão Sharpe-Lintner e por Shanken (1986) para a versão Black, têm abordagem multivariada que resulta em maior potência relativamente à inferência baseada em conjuntos de estatísticas univariadas dependentes. Em ambos os casos, testa-se a eficiência de uma dada carteira *m*.

2.1. Testando a eficiência na presença do ativo sem risco

Assume-se que existam *N* ativos arriscados de retorno \tilde{R}_{it} , $i = 1, \dots, N$, e um ativo sem risco de retorno R_{ft} para cada período, e consideram-se as seguintes regressões lineares:

$$\tilde{Z}_{it} = \mathbf{a}_{im} + \mathbf{b}_{im} \tilde{Z}_{mt} + \tilde{\mathbf{e}}_{it} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad [1]$$

em que:

$\tilde{Z}_{it} = (\tilde{R}_{it} - R_{ft})$ é o excesso de retorno do ativo *i* em relação ao ativo livre de risco no período *t*;

$\tilde{Z}_{mt} = (\tilde{R}_{mt} - R_{ft})$ é o excesso de retorno da carteira *m* em relação ao ativo livre de risco no período *t*;

$\tilde{\mathbf{e}}_{it}$ é o termo do erro para o ativo *i* no período *t*, independentes e identicamente distribuídos ao longo do tempo. Suponha-se ainda que, condicionados ao excesso de retorno da carteira *m*, os erros têm distribuição conjunta normal de média zero e matriz de variância-covariância não-singular Σ .

Se uma dada carteira *m* é eficiente na versão Sharpe-Lintner, a condição

$$E(\tilde{Z}_i) = \mathbf{b}_{mi} \cdot E(\tilde{Z}_m) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad [2]$$

deve ser satisfeita, o que implica as restrições de intercepto nulo apresentadas sob a hipótese nula:

$$H_0 : \mathbf{a}_{im} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad [3]$$

nas relações [1].

A hipótese [3] é violada se, e somente se, alguma combinação linear dos interceptos \mathbf{a}_m for diferente de zero, ou seja, se e somente se alguma carteira dos N ativos arriscados tiver um intercepto diferente de zero quando se faz a regressão de seus excessos de retorno nos excessos de retorno da carteira m .

Sendo o objetivo neste trabalho verificar se os índices de mercado brasileiros são eficientes, segundo prevê o CAPM para a carteira de mercado, os índices Ibovespa, IBX50 e FGV100 são utilizados no lugar de R_{mt} , como *proxies* para a carteira de mercado.

Como descrito em Campbell, Lo e MacKinlay (1997), o sistema [1] pode ser estimado pelo método da máxima verossimilhança, obtendo-se os vetores ($N \times 1$) de parâmetros $\hat{\mathbf{a}}$ e $\hat{\mathbf{b}}$ e a matriz ($N \times N$) $\hat{\Sigma}$:

$$\hat{\mathbf{a}} = \hat{\mathbf{r}} - \hat{\mathbf{b}}\hat{\mathbf{r}}_m$$

$$\hat{\mathbf{b}} = \frac{\sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\mathbf{r}}) (Z_{mt} - \hat{\mathbf{r}}_m)}{\sum_{t=1}^T (Z_{mt} - \hat{\mathbf{r}}_m)^2} \quad [4]$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\mathbf{a}} - \hat{\mathbf{b}}Z_{mt}) (Z_t - \hat{\mathbf{a}} - \hat{\mathbf{b}}Z_{mt})'$$

em que:

$$\hat{\mathbf{r}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_t \quad \text{é o vetor } (N \times 1) \text{ do excesso de retorno esperado dos } N \text{ ativos;}$$

$$\hat{\mathbf{r}}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_{mt} \quad \text{é o excesso de retorno esperado da carteira } m;$$

T é o número de observações temporais.

Os vetores acima têm distribuições condicionadas ao excesso de retorno da carteira de mercado:

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{a}} &\sim N\left(\mathbf{a}, \frac{1}{T} \left[1 + \frac{\hat{\mathbf{r}}_m^2}{\hat{\mathbf{s}}_m^2} \right] \Sigma\right) \\ \hat{\mathbf{b}} &\sim N\left(\mathbf{b}, \frac{1}{T} \left[\frac{1}{\hat{\mathbf{s}}_m^2} \right] \Sigma\right) \\ (T-2)\hat{\Sigma} &\sim W_N(T-2, \Sigma) \end{aligned} \quad [5]$$

com a variância da carteira m dada por

$$\hat{\mathbf{s}}_m^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{mt} - \hat{\mathbf{r}}_m)^2 \quad \text{e } W_N(T-2, S) \text{ indicando uma distribuição Wishart com } (T-2) \text{ graus de liberdade e matriz de variância-covariância } \Sigma.$$

Essa distribuição é uma generalização multivariada da distribuição qui-quadrado.

A partir das distribuições acima, Gibbons, Ross e Shanken (1989) argumentam que sob a hipótese nula [3]:

$$J = \frac{T(T-N-1)}{N(T-2)} \hat{\mathbf{a}}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mathbf{a}} \left[1 + \frac{\hat{\mathbf{r}}_m^2}{\hat{\mathbf{s}}_m^2} \right]^{-1} \sim F(N, T-N-1) \quad [6]$$

ou

$$J = \frac{T(T-N-1)}{N(T-2)} W_u \sim F(N, T-N-1) \quad [7]$$

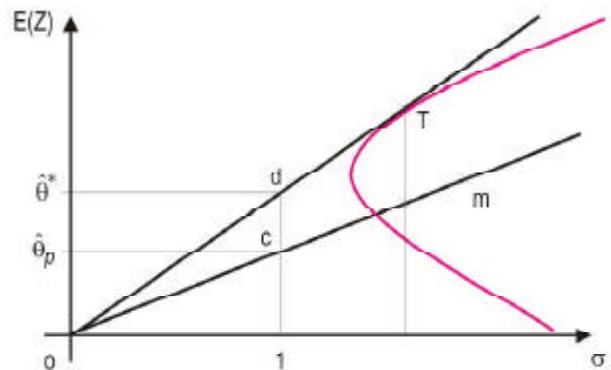
em que:

$$W_u = \hat{\mathbf{a}}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\mathbf{a}} \left[1 + \hat{\mathbf{q}}_m^2 \right]^{-1} \quad [8]$$

e $\hat{\mathbf{q}}_m = \frac{\hat{\mathbf{r}}_m}{\hat{\mathbf{s}}_m}$ é a razão de Sharpe da carteira que está sendo testada.

Em outras palavras, sob a hipótese nula [3], a distribuição de J , condicionada ao retorno da carteira de mercado, é uma distribuição F com N graus de liberdade no numerador e $(T-N-1)$ graus de liberdade no denominador. A não-rejeição da hipótese [3] não permite descartar que a carteira m seja eficiente.

Para a realização dos testes, é necessário que o número de ativos utilizados diretamente para formar a fronteira de mínima variância seja menor ou igual ao número de observações temporais menos dois ($N \leq T-2$) para que a matriz de variância-covariância dos resíduos seja não-singular. Uma vez que a potência dos testes diminui quando N cresce para um T fixo, justifica-se agrupar as ações da amostra em carteiras para considerar no teste o maior número possível de ativos. Por exemplo, Gibbons, Ross e Shanken (1989) dividiram os ativos em carteiras segundo três critérios: dez carteiras em função do tamanho do beta de cada ativo em relação ao índice que estava sendo testado, 12 carteiras por setor industrial e dez carteiras em função do tamanho das firmas. Neste trabalho, implementam-se os dois primeiros critérios de divisão dos ativos em carteiras. O teste de eficiência da carteira na versão Sharpe-Lintner permite uma interpretação geométrica, ilustrada na figura a seguir.



Interpretação Geométrica do Teste Wald

Nessa interpretação geométrica, a linha que une a origem ao ponto m representa as carteiras que combinam o ativo livre de risco com a carteira m a ser testada, todas com a mesma razão de Sharpe da carteira m , \hat{q}_m . A linha que parte da origem e tangencia a fronteira de ativos arriscados no ponto T define a fronteira eficiente, cujas carteiras apresentam a maior razão de Sharpe $\hat{q}^* = \frac{r_T}{s_T}$. Dos triângulos retângulos ocl e odl , obtêm-se que $oc = \sqrt{1 + \hat{q}_m^2}$ e $od = \sqrt{1 + \hat{q}^{*2}}$, e mostra-se que a estatística W_u da equação [8] pode ser reescrita como:

$$W = \left[\frac{\sqrt{1 + \hat{q}^{*2}}}{\sqrt{1 + \hat{q}_m^2}} \right]^2 - 1 \equiv \Psi^2 - 1. (*) \quad [9]$$

Note que Ψ não pode ser menor que 1, uma vez que \hat{q}^* é a inclinação da fronteira *ex-post* de todos os ativos incluídos na amostra, inclusive a carteira m . Quando a proporção de eficiência potencial \hat{q}_m / \hat{q}^* é próxima de 1, a hipótese nula de eficiência *ex-ante* da carteira m não é rejeitada. Quando \hat{q}^* é suficientemente maior que \hat{q}_m , essa proporção é próxima de zero, a carteira m é relativamente menos eficiente e a hipótese nula é rejeitada. Em outras palavras, o teste verifica se a inclinação \hat{q}_m é significativamente menor do que a máxima inclinação \hat{q}^* .

2.2. Testando a eficiência na ausência do ativo sem risco

Para mercados que não possuem um ativo sem risco, Black (1972) deriva as relações:

$$R_{it} - g = a_{im} + b_{im}(R_{mt} - g) + e_{it}, \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad [10]$$

em que:

- R_i é o retorno do ativo i ;
- R_m é o retorno da carteira m ;
- g é o retorno esperado da carteira zero-beta em relação à carteira m .

Como a condição de eficiência de m na versão Black é que $a_{im} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$, tem-se a seguinte restrição nos parâmetros apresentada sob a hipótese nula:

$$H_0: a_{im} = (I - b_{im}) g, \quad \forall i = 1, \dots, N \quad [11]$$

(*) Para a derivação, ver *Appendix* de Gibbons, Ross e Shanken (1989).

Em [11] há uma hipótese não-linear, uma vez que g e b_{im} são desconhecidos e, portanto, deverão ser estimados a partir dos dados da amostra.

Assume-se em [10], assim como em [1], que, condicionados ao retorno da carteira m , os erros são independentes e identicamente distribuídos ao longo do tempo, com distribuição conjunta normal de média zero e matriz de covariância não-singular Σ .

Estimando o sistema [10] pelo método da máxima verossimilhança, há os seguintes vetores ($N \times 1$) dos parâmetros \hat{a} e \hat{b} e a matriz ($N \times N$) de variância-covariância $\hat{\Sigma}$:

$$\begin{aligned} \hat{a} &= \hat{m} - \hat{b}\hat{m}_m \\ \hat{b} &= \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \hat{m})(R_{mt} - \hat{m}_m)}{\sum_{t=1}^T (R_{mt} - \hat{m}_m)^2} \end{aligned} \quad [12]$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T (R_t - \hat{a} - \hat{b}R_{mt})(R_t - \hat{a} - \hat{b}R_{mt})'$$

em que:

$$\hat{m}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{mt} \quad \text{é o retorno médio da carteira } m;$$

$$\hat{m} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t \quad \text{é o vetor } (N \times 1) \text{ dos retornos médios dos } N \text{ ativos.}$$

Os vetores acima têm distribuições condicionadas:

$$\begin{aligned} \hat{a} &\sim N\left(a, \frac{1}{T} \left[1 + \frac{\hat{m}_m^2}{\hat{s}_m^2} \right] \Sigma\right) \\ \hat{b} &\sim N\left(b, \frac{1}{T} \left[\frac{1}{\hat{s}_m^2} \right] \Sigma\right) \end{aligned} \quad [13]$$

$$(T-2)\hat{\Sigma} \sim W_N(T-2, \Sigma)$$

Sendo:

$$\hat{s}_m^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{mt} - \hat{m}_m)^2 \quad \text{a variância da carteira } m.$$

Pode-se adaptar o teste Wald em [7] para a versão sem o ativo livre de risco, na qual J passa a ser função de g

$$J(g) = \frac{T(T-N-1)}{N(T-2)} W_u(g) \sim F(N, T-N-1) \quad [14]$$

em que:

$$W_u(\mathbf{g}) = [\hat{\mathbf{a}}(\mathbf{g})\hat{\Sigma}^{-1}\hat{\mathbf{a}}(\mathbf{g})] \cdot [1 + \hat{\mathbf{q}}_m^2]^{-1} \quad [15]$$

o vetor $(N \times 1)$ dos interceptos $\hat{\mathbf{a}}(\mathbf{g}) = \hat{\mathbf{a}} - (e - \hat{\mathbf{b}})\mathbf{g}$, e a razão de Sharpe $\hat{\mathbf{q}}_m(\mathbf{g}) = \frac{(\hat{m}_m - \mathbf{g})}{\hat{s}_m}$, todos em função dos estimadores $\hat{\mathbf{a}}$, $\hat{\mathbf{b}}$, \mathbf{g} da carteira m que está sendo testada.

Em outras palavras, sob a hipótese nula [11], a distribuição de $J(\mathbf{g})$, condicionada ao retorno da carteira m , é F com N graus de liberdade no numerador e $(T-N-1)$ graus de liberdade no denominador.

Por \mathbf{g} ser desconhecido, não se pode implementar [14] diretamente como em [7]. Porém, um teste aproximado pode ser implementado usando $\hat{\mathbf{g}}$ no lugar de \mathbf{g} . A estimação de $\hat{\mathbf{g}}$ aqui realizada é baseada no procedimento usado por Shanken (1986) em que se obtém $\hat{\mathbf{g}}$ minimizando [15] em relação a \mathbf{g} . Como $W_u(\hat{\mathbf{g}}) \leq W_u(\mathbf{g})$, o teste usando $W_u(\hat{\mathbf{g}})$ não rejeitará a hipótese nula mais frequentemente que $W_u(\mathbf{g})$. Se a hipótese nula é rejeitada usando $\hat{\mathbf{g}}$, será rejeitada para qualquer valor de \mathbf{g} . A não-rejeição de H_0 especificada em [11] fornece evidência da eficiência da carteira m .

3. RESULTADOS DOS TESTES DE EFICIÊNCIA PARA OS ÍNDICES DE AÇÕES DO MERCADO BRASILEIRO

O objetivo neste trabalho é testar a eficiência *ex-ante* dos índices utilizados como *proxies* para a carteira de mercado e referenciais para fundos passivos brasileiros: o Ibovespa, o IBX50 e o FGV100.

O Ibovespa é o mais popular indicador de desempenho médio das ações do mercado brasileiro. Tradição à parte, sua relevância advém do fato de o índice retratar o comportamento das principais ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). O Ibovespa é o valor atual de uma carteira de ações teórica constituída segundo os seguintes critérios:

- estar entre as ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
- apresentar participações (em termos de volume) superiores a 0,1% do total;
- ter sido negociado em mais de 80% do total de pregões do período.

O Ibovespa é o produto interno dos pesos das ações incluídas por seus preços:

$$Ibovespq = \sum_{i=1}^n IN_{i,t} \cdot P_{i,t} \quad [16]$$

em que:

n é o número de ações componentes da carteira Ibovespa;

o peso $IN = \sqrt{\frac{d}{D}} \cdot \frac{v}{V}$ é um índice de negociabilidade, sendo d

o número de negócios realizados com a ação no último ano, D o número total de negócios no último ano, v o valor movimentado com a ação no último ano, V o valor total movimentado no mercado no último ano;

P é o último preço da ação i na data em t .

O IBX50 é um índice da Bovespa que mede o valor total de uma carteira teórica composta pelas 50 ações ponderadas pelos respectivos valores de mercado que atenderem aos seguintes critérios:

- ser uma das 50 ações com maior índice de negociabilidade apurado nos 12 meses anteriores à reavaliação;
- ter sido negociada em pelo menos 80% dos pregões ocorridos nos 12 meses anteriores à formação da carteira.
- O IBX50 pondera os papéis incluídos por seus respectivos valores relativos de mercado.

O índice FGV100, da Fundação Getulio Vargas, é calculado com base numa carteira composta por 100 ações de empresas listadas na bolsa, exceto empresas financeiras e estatais. O critério é que uma empresa não pode ter mais do que um tipo de ação escolhida e os itens que determinam o peso do papel na carteira desse índice são liquidez, desempenho e porte da companhia (medido pelo patrimônio líquido).

A amostra de fechamento do mês foi extraída do Banco de Dados Econômica e compreende o período entre junho de 1989 e julho de 2003. Primeiro, examinaram-se os três índices — Ibovespa, IBX50, FGV100 — e o CBD-pré 30 dias durante o subperíodo de outubro de 1998 a julho de 2003, comparando-os com o conjunto de 125 ativos que apresentaram fechamento em todos esses meses. Tal janela temporal cobre o período pós-privatização da Telebras, que originou várias empresas de telefonia fixa e móvel. Como o setor de telecomunicações tem grande importância no mercado acionário brasileiro atual, a consideração dessas novas empresas faz-se necessária para uma avaliação representativa da eficiência recente dos índices.

Os retornos mensais de cada ativo da amostra e dos índices são contínuos, ou seja, para o mês t , o retorno mensal R_{it} é definido como $R_{it} = \ln(P_{it}/P_{it-1})$, em que P_{it} é o preço de fechamento do ativo i no mês t e \ln o logaritmo neperiano. O retorno do ativo livre de risco $R_{ft} = \ln(1 + r_{CDB\ t})$ é a taxa contínua equivalente à taxa mensal do CDB-pré de 30 dias, r_{CDB} . A escolha desse último como ativo livre de risco deve-se ao fato de o investidor ter conhecimento prévio de seu rendimento nominal. O excesso de retorno mensal no período t , $Z_{it} = (R_{it} - R_{cbd\ t})$ é a diferença entre o retorno mensal R_{it} e a taxa livre de risco R_{ft} . O gráfico 1 apresenta a evolução dos retornos mensais percentuais dos três índices e do CDB-pré 30 dias e o gráfico 2 ilustra os retornos acumulados ao longo do período analisado.

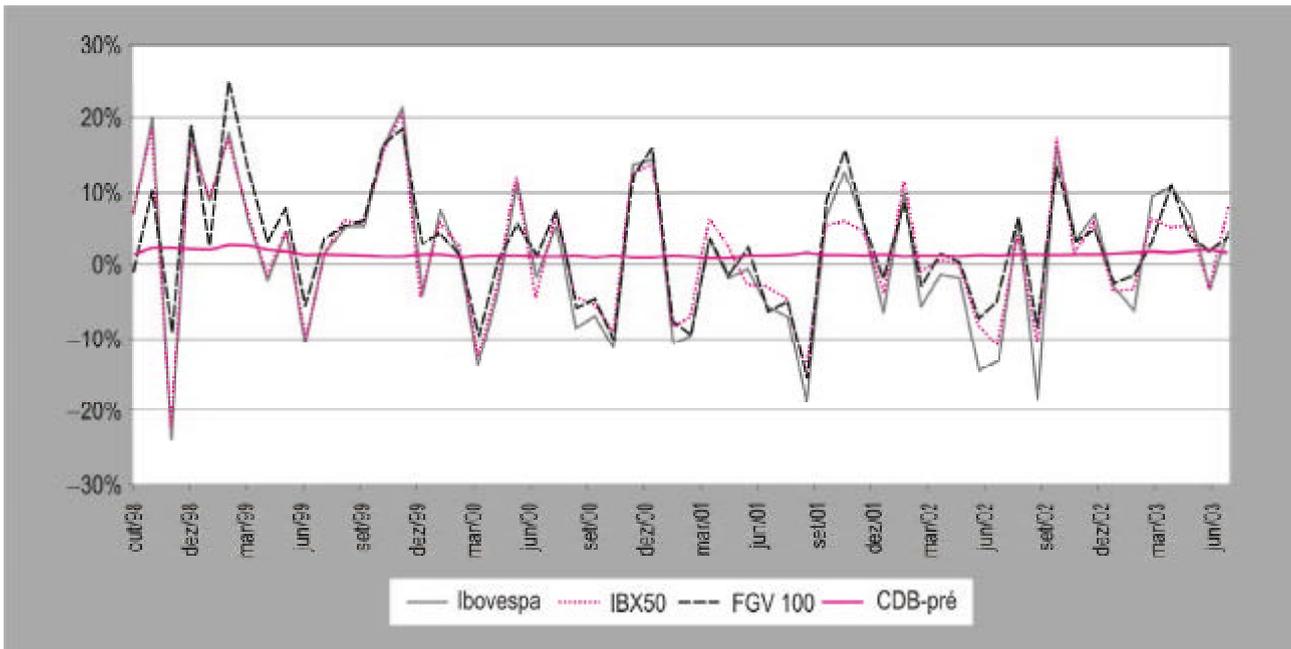


Gráfico 1: Retornos Percentuais Mensais dos Índices e do CDB-pré 30 Dias

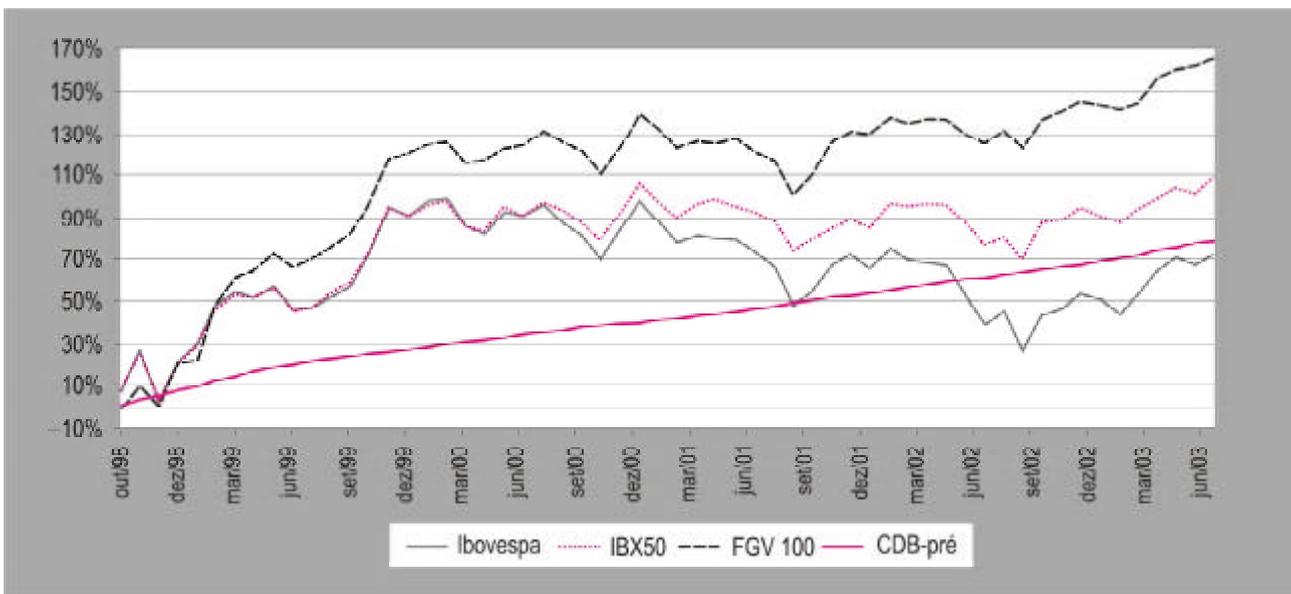


Gráfico 2: Retorno Percentual Acumulado

O gráfico 1 deixa evidente a maior volatilidade dos índices de ações relativamente à renda fixa, característica que deveria ser recompensada por maior retorno. Entretanto, esse não foi o caso para o Ibovespa durante o período analisado, como demonstra o gráfico 2.

Na tabela 1 consta a matriz de correlação dos retornos dos índices e na tabela 2 apresentam-se algumas de suas estatísticas

descritivas. Na matriz de correlação entre os excessos de retorno dos índices (tabela 1), observa-se que todos são fortemente correlacionados entre si. O índice menos correlacionado com os demais é o FGV100, o que é explicado por ele não considerar empresas estatais e financeiras. Na tabela 2, os índices analisados apresentam desvios-padrão semelhantes e distribuições que podem ser aproximadas por normais. Contudo,

o FGV100 apresentou um desvio-padrão ligeiramente menor do que os demais e, dado seu retorno médio maior, dominou os demais índices durante o período em análise.

Tabela 1

Matriz de Correlação dos Retornos dos Índices Outubro de 1998 a Julho de 2003

	FGV100	Ibovespa	IBX50
FGV100	1	0,9187	0,8865
Ibovespa	0,9187	1	0,975
IBX50	0,8865	0,975	1

Tabela 2

Estatísticas Descritivas dos Retornos dos Índices Outubro de 1998 a Julho de 2003

	FGV100	Ibovespa	IBX50
Média	0,0149	-0,0012	0,0052
Mediana	0,0139	0,0097	0,0123
Máximo	0,2267	0,2027	0,1928
Mínimo	-0,1673	-0,2607	-0,2436
Desvio-Padrão	0,0829	0,1036	0,0895
Assimetria	0,31	-0,18	-0,11
Curtose	2,81	2,58	2,91
Jarque-Bera	1,02	0,74	0,14
p-valor	60%	69%	93%
ρ_1	0,01	0,00	0,00
ρ_2	0,01	-0,01	0,00
ρ_3	0,02	0,00	0,00
ρ_4	0,02	0,00	0,00
ρ_5	0,01	-0,01	0,00

Como o número de ativos da amostra excede o número de observações temporais, é necessário agrupar os ativos em carteiras. Foram considerados dois critérios de divisão de ativos em carteiras: por setor industrial ou em função do tamanho dos betas dos ativos. O conjunto das 12 carteiras industriais compreendeu os seguintes setores: alimentos, bebidas e fumo; energia elétrica; finanças e seguros; máquinas industriais; papel e celulose; petróleo e gás; química; siderurgia, metalurgia e mineração; telecomunicações; têxtil e comércio; eletroeletrônicos, veículos e peças; e outros. Como tal conjunto é comum aos três índices, permite comparações de eficiência relativa entre eles. Os conjuntos de dez carteiras com betas distintos foram formados a partir das regressões dos excessos de retorno dos ativos da amostra no excesso de retorno do respectivo índice de mercado. Feitas as regressões, os ativos foram orga-

nizados na ordem crescente de seus betas e divididos em dez carteiras. Como os conjuntos de dez carteiras diferem para cada índice, por esse critério não é correto comparar a eficiência relativa dos índices. Tanto no agrupamento por setor industrial quanto no agrupamento pelo tamanho do beta observam-se significativas diferenças em termos de excesso de retorno médio, variância, razão de Sharpe e beta estimado.

Objetivando um resultado qualitativo mais robusto, testaram-se também a eficiência do Ibovespa e do FGV100 para um período mais longo, entre junho de 1989 e julho de 2003, e para seus subperíodos de grande instabilidade macroeconômica, entre junho de 1989 e dezembro de 1994, e de relativa estabilidade pós-Plano Real, de janeiro de 1995 a julho de 2003(*).

3.1. Eficiência na versão Sharpe-Lintner

As regressões dos excessos de retorno para todas as carteiras Z_i no excesso de retorno do índice de mercado Z_m em questão

$$Z_{it} = \hat{a}_{im} + \hat{b}_{im}Z_{mt} + e_{it} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad [17]$$

podem ser expressas matricialmente, na forma:

$$Z = I \cdot \hat{a}' + Z_m \cdot \hat{b}' + E \quad [18]$$

em que:

$$Z = \begin{bmatrix} Z_{11} & \dots & Z_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{1T} & \dots & Z_{NT} \end{bmatrix};$$

$$Z_m = \begin{bmatrix} Z_{m1} \\ \vdots \\ Z_{mT} \end{bmatrix};$$

I é um vetor $(Tx1)$ de uns;

\hat{a} é o vetor $(Nx1)$ dos interceptos;

\hat{b} é o vetor $(Nx1)$ dos betas;

E é a matriz (TxN) dos resíduos das regressões [17] com matriz variância-covariância dada pela fórmula:

$$\hat{\Sigma} = \frac{E' E}{T} \quad [19]$$

Havendo computado a razão de Sharpe do índice a ser testado \hat{q}_m , a inversa da matriz variância-covariância dos resíduos $\hat{\Sigma}^{-1}$ e o vetor dos interceptos \hat{a} , calcula-se a estatística W_u da equação [8] e a estatística J da equação [7] para

(*) O índice IBX50 não se encontra disponível para esse período mais longo.

testar a versão Sharpe-Lintner sob a hipótese nula de uma distribuição $F(N, T-N-1)$. Quanto maior for o valor de J , menor será o p -valor e mais facilmente se rejeita a hipótese nula, indicando que o índice examinado não é eficiente.

Os resultados dos testes de eficiência dos índices com relação ao conjunto das 12 carteiras industriais para o período de outubro de 1998 a julho de 2003 são apresentados na tabela 3. Note-se que o Ibovespa é rejeitado por apresentar excesso de retorno médio negativo, o que contraria a implicação fundamental do CAPM de que a carteira de mercado prometa retorno superior ao do ativo sem risco. Quanto aos demais índices, com p -valores entre 2,07% e 3,38%, eles também têm a sua eficiência rejeitada ao nível de significância de 5%.

Tabela 3

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices com Relação às 12 Carteiras Industriais na Versão Sharpe-Lintner Outubro de 1998 a Julho de 2003

	Ibovespa %	IBX50 %	FGV100 %
Variância	107,34	0,80	0,69
Excesso de retorno	-0,12	0,52	1,49
Razão de Sharpe	-1,18	5,81	17,92
p -valor	—	2,07	3,38

Nota: O p -valor é calculado a partir da estatística J da equação [7], supondo distribuição $F(N, T-N-1) = F(12, 45)$.

Na tabela 4 são apresentados os resultados dos testes dos índices contra os respectivos conjuntos de dez carteiras de betas distintos. Assim como na análise anterior, rejeita-se o Ibovespa por esse índice apresentar excesso de retorno negativo. Os demais índices, IBX50 e FGV100, têm p -valores de 18,94% e 0,32%, respectivamente. Sendo assim, não se rejeita a hipótese de eficiência do IBX50 ao nível de significância de 10%. Contudo, tal eficiência é relativa ao subconjunto das dez carteiras específicas do referido índice e não indica maior eficiência do IBX50 relativamente ao FGV100, o qual foi comparado com um subconjunto distinto. Como apontado pelas razões de Sharpe, o FGV100 teve maior razão de Sharpe e foi mais eficiente *ex-post* do que os demais índices.

Como o período de outubro 1998 a julho 2003 pode ser pouco representativo do desempenho normal do mercado acionário brasileiro, nas tabelas 5 e 6 são apresentados os resultados dos testes repetidos para o período entre junho de 1989 e julho de 2003, e para os subperíodos de junho de 1989 a dezembro de 1994 e de janeiro de 1995 a julho de 2003. Tanto com relação às 12 carteiras industriais (tabela 5) quanto às dez carteiras de betas distintos (tabela 6), o Ibovespa e o FGV100 têm a sua eficiência rejeitada nas três janelas. Adicionalmente, a linha

Tabela 4

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices com Relação às Dez Carteiras com Betas Distintos na Versão Sharpe-Lintner Outubro de 1998 a Julho de 2003

	Ibovespa %	IBX50 %	FGV100 %
Variância	1,07	0,80	0,69
Excesso de retorno	-0,12	0,52	1,49
Razão de Sharpe	-1,18	5,81	17,92
p -valor	—	18,94	0,32

Nota: O p -valor é calculado a partir da estatística J da equação [7], supondo distribuição $F(N, T-N-1) = F(10, 47)$.

referente ao excesso de retorno chama a atenção para uma taxa de juros média superior ao retorno do mercado acionário nos 14 anos estudados. Como em um ambiente de investidores avessos ao risco a carteira de mercado promete retorno médio superior ao do ativo sem risco, ou o período foi decepcionante para os investidores em ações ou a renda fixa no Brasil não é considerada sem risco.

Em resumo, as tabelas de 3 a 6 fornecem evidências para desconfiar-se da eficiência dos índices de mercado brasileiros no contexto do modelo CAPM em que existe um ativo sem risco. Como o teste não é construtivo, no sentido de indicar um modelo alternativo superior, fica a dúvida se os índices são mesmo ineficientes, se o modelo CAPM é inconsistente com os dados ou se o mercado nacional não possui uma taxa de juros sem risco.

Por causa das taxas de juros relativamente altas e voláteis, além do constante risco de inadimplência durante o período, na próxima subseção implementam-se outros testes de eficiência dos índices que supõem um mercado sem o ativo livre de risco.

3.2. Eficiência na versão Black

O procedimento para o modelo Black é análogo ao do modelo Sharpe-Lintner, mas, no lugar dos excessos de retorno, são considerados os retornos reais. As regressões dos retornos de todas as carteiras R_i no retorno do índice de mercado R_m em questão, em que se assume que os betas são constantes ao longo do tempo,

$$R_{it} = \hat{a}_{im} + \hat{b}_{im} R_{mt} + e_{it} \quad \forall i \quad [20]$$

podem ser expressas matricialmente, na forma:

$$R = I \cdot \hat{a}' + R_m \cdot \hat{b}' + E \quad [21]$$

Tabela 5

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices com Relação às 12 Carteiras Industriais na Versão Sharpe-Lintner

	Períodos					
	Junho 1989 a Dezembro 1994		Janeiro 1995 a Julho 2003		Junho 1989 a Julho 2003	
	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %
Variância	7,31	4,41	1,30	0,75	3,64	2,18
Excesso de retorno	-1,32	0,33	-0,56	-0,49	-0,86	-0,16
Razão de Sharpe	-4,89	1,57	-4,92	-5,62	-4,51	-1,12
<i>p</i> -valor	—	2,08	—	—	—	—

Nota: O *p*-valor é calculado a partir da estatística *J* da equação [7], supondo distribuição $F(N, T-N-1)$: $F(12, 54)$ para o período de junho de 1989 a dezembro de 1994, $F(12, 100)$ para o período de janeiro de 1995 a julho de 2003 e $F(12, 167)$ para o período de junho de 1989 a julho de 2003.

Tabela 6

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices com Relação às Dez Carteiras com Betas Distintos na Versão Sharpe-Lintner

	Períodos					
	Junho 1989 a Dezembro 1994		Janeiro 1995 a Julho 2003		Junho 1989 a Julho 2003	
	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %
Variância	7,31	4,41	1,30	0,75	3,64	2,18
Excesso de retorno	-1,32	0,33	-0,56	-0,49	-0,86	-0,16
Razão de Sharpe	-4,89	1,57	-4,92	-5,62	-4,51	-1,12
<i>p</i> -valor	—	0,17	—	—	—	—

Nota: O *p*-valor é calculado a partir da estatística *J* da equação [7], supondo distribuição $F(N, T-N-1)$: $F(10, 56)$ para o período de junho de 1989 a dezembro de 1994, $F(10, 102)$ para o período de janeiro de 1995 a julho de 2003 e $F(10, 169)$ para o período de junho de 1989 a julho de 2003.

em que:

$$R = \begin{bmatrix} R_{11} & \cdots & R_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{1T} & \cdots & r_{NT} \end{bmatrix};$$

$$R_m = \begin{bmatrix} r_{m1} \\ \vdots \\ r_{mT} \end{bmatrix};$$

I é um vetor ($T \times I$) de uns;

\hat{a} é o vetor ($N \times I$) dos interceptos;

\hat{b} é o vetor ($N \times I$) dos betas;

E é a matriz ($T \times N$) dos resíduos das regressões [20] com matriz variância-covariância:

$$\hat{\Sigma} = \frac{E' E}{T} \quad [22]$$

Para o modelo Black, a razão de Sharpe do índice a ser testado passa a ser função do retorno esperado da carteira zero-beta em relação ao mercado γ :

$$\hat{q}_m(\mathbf{g}) = \frac{(\hat{m}_m - \mathbf{g})}{\hat{s}_m} \quad [23]$$

em que \hat{m}_m e \hat{s}_m são, respectivamente, o retorno médio e o desvio-padrão da carteira que está sendo testada. O retorno esperado da carteira zero-beta γ é obtido minimizando [15].

Havendo computado a inversa da matriz variância-covariância dos resíduos $\hat{\Sigma}^{-1}$, o vetor dos interceptos \hat{a} e a razão de Sharpe $\hat{q}_m(\gamma)$ da carteira a ser testada, calcula-se a estatística $W_u(\gamma)$ da equação [15] e a estatística $J(\gamma)$ da equação [14] para testar a versão Black sob a hipótese nula de uma distribuição $F(N, T-N-I)$. Quanto maior for $J(\gamma)$, menor será *p*-valor e mais facilmente se rejeita a hipótese nula, indicando que o índice em questão não é eficiente.

Primeiramente, efetuaram-se testes da versão Black para cada um dos três índices entre outubro de 1998 e julho de

2003. Na tabela 7 constam os resultados dos testes de eficiência dos índices relativamente às 12 carteiras industriais (o mesmo conjunto considerado no teste da versão Sharpe-Lintner apresentado na tabela 3). Rejeitam-se o Ibovespa e o IBX50 por apresentarem excessos de retorno negativos com relação a suas carteiras zero-beta, o que contraria a conclusão de Black de eficiência da carteira de mercado. Quanto ao FGV100, com um p -valor de 3,33%, ele é rejeitado como carteira eficiente ao nível de significância de 5%, o que reforça a suspeita de ineficiência dos índices estudados.

Tabela 7

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices com Relação às 12 Carteiras Industriais na Versão Black Outubro de 1998 a Julho de 2003

	Ibovespa %	IBX50 %	FGV100 %
Variância	1,07	0,81	0,69
Retorno médio	0,54	1,18	2,14
Retorno zero-beta	2,22	1,60	0,72
Excesso de retorno	-1,69	-0,42	1,41
Razão de Sharpe	-16,27	-4,70	17,06
p -valor	—	—	3,33

Nota: O p -valor é calculado a partir da estatística $J(g)$ da equação [14], supondo distribuição $F(N, T-N-1) = F(12, 45)$.

Na tabela 8 são apresentados os resultados dos testes dos índices relativamente aos respectivos conjuntos de dez carteiras com betas distintos. Rejeitam-se todos os índices por apresentarem excesso de retorno negativo em relação ao retorno da carteira zero-beta associada.

Tabela 8

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices com relação às 10 carteiras com Betas Distintos na Versão Black Outubro de 1998 a Julho de 2003

	Ibovespa %	IBX50 %	FGV100 %
Variância	1,07	0,81	0,69
Retorno médio	0,54	1,18	2,14
Retorno zero-beta	2,00	2,16	2,20
Excesso de retorno	-1,46	-0,98	-0,06
Razão de Sharpe	-14,13	-10,94	-0,75
p -valor	—	—	—

Nota: O p -valor é calculado a partir da estatística $J(g)$ da equação [14], supondo distribuição $F(N, T-N-1) = F(10, 47)$.

Novamente, repetiram-se os testes para o período entre junho de 1989 e julho de 2003 e para os subperíodos de junho de 1989 a dezembro de 1994 e de janeiro de 1995 a julho de 2003, cujos resultados estão nas tabelas 9 e 10. Relativamente às 12 carteiras industriais (tabela 9), o Ibovespa e o FGV100 têm sua eficiência rejeitada em todas as janelas devido aos baixos p -valores. Quanto às dez carteiras de betas distintos (tabela 10), apenas o Ibovespa não é rejeitado no subperíodo de janeiro de 1995 a julho de 2003, o que significa simplesmente eficiência relativa ao subconjunto das dez carteiras específicas do referido índice. Como apontado na tabela 10, o FGV100 teve maior retorno e menor variância e foi mais eficiente *ex-post* que o Ibovespa.

4. CONCLUSÃO

Apesar de os resultados dos testes dependerem do critério utilizado para a divisão dos ativos em carteiras ou da versão do modelo, são quase unânimes em indicar que os índices Ibovespa, IBX50 e FGV100 não foram eficientes em média-variância no período recente.

Seria sensato atribuir parte da ineficiência constatada ao fraco desempenho da economia brasileira durante o período estudado, caracterizado por grande instabilidade macroeconômica e altas taxas de juros.

Tal ineficiência motiva questões teóricas e práticas. Do ponto de vista teórico, reporta-se mais uma evidência contra o modelo CAPM, ou rejeitam-se esses índices como representantes da carteira de mercado. Do ponto de vista prático, questiona-se a eficácia da estratégia dos fundos passivos brasileiros que utilizaram esses índices como referenciais e indica-se que a escolha de um referencial eficiente não parece trivial.

Seria sensato atribuir parte da ineficiência constatada ao fraco desempenho da economia brasileira durante o período estudado, caracterizado por grande instabilidade macroeconômica e altas taxas de juros. Estudos futuros com séries mais longas ajudarão a verificar se tal suspeita é suficientemente importante para resgatar o CAPM e justificar a gestão passiva referenciada nesses índices. Outras extensões seriam testes de CAPM condicionais ou a adoção de modelos multifatores alternativos. ♦

Tabela 9

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices Relativamente às 12 Carteiras Industriais na Versão Black

	Períodos					
	Junho 1989 a Dezembro 1994		Janeiro 1995 a Julho 2003		Junho 1989 a Julho 2003	
	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %
Variância	4,97	3,24	1,28	0,73	2,73	1,71
Retorno médio	-1,74	-0,49	0,35	0,43	-0,47	0,07
Retorno zero-beta	-60,51	-0,59	-0,75	0,22	-9,45	-1,66
Excesso de retorno	58,77	0,10	1,09	0,21	8,98	1,73
Razão de Sharpe	263,51	0,54	9,64	2,43	54,35	13,25
p-valor	0,00	0,01	0,81	0,30	0,00	0,00

Nota: O p-valor é calculado a partir da estatística $J(g)$ da equação [14], supondo distribuição $F(N, T-N-1)$: $F(12, 54)$ para o período de junho de 1989 a dezembro de 1994, $F(12, 100)$ para o período de janeiro de 1995 a julho de 2003 e $F(12, 167)$ para o período de junho de 1989 a julho de 2003.

Tabela 10

Testes da Eficiência Ex-ante dos Índices Relativamente às Dez Carteiras com Betas Distintos na Versão Black

	Períodos					
	Junho 1989 a Dezembro 1994		Janeiro 1995 a Julho 2003		Junho 1989 a Julho 2003	
	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %	Ibovespa %	FGV100 %
Variância	4,97	3,24	1,28	0,73	2,73	1,71
Retorno médio	-1,74	-0,49	0,35	0,43	-0,47	0,07
Retorno zero beta	4,83	27,19	-0,53	1,03	-2,78	4,04
Excesso de retorno	-6,57	-27,68	0,88	-0,60	2,30	-3,97
Razão de Sharpe	-29,47	-153,81	7,73	-7,08	13,94	-30,40
p-valor	—	—	26,44	—	0,00	—

Nota: O p-valor é calculado a partir da estatística $J(g)$ da equação [14], supondo distribuição $F(N, T-N-1)$: $F(10, 56)$ para o período de junho de 1989 a dezembro de 1994, $F(10, 102)$ para o período de janeiro de 1995 a julho de 2003 e $F(10, 169)$ para o período de junho de 1989 a julho de 2003.

REFERÊNCIAS
BIBLIOGRÁFICAS

- BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, Chicago, IL, v.45, n.3, p.444-454, July 1972.
- CAMPBELL, J.; LO, A.; MACKINLAY, A. *The econometrics of financial markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1997.
- GIBBONS, M.R. Multivariate tests of financial models: a new approach. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.10, n.1, p.3-27, Mar. 1982.
- GIBBONS, M.; ROSS, S.; SHANKEN, J. A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, Evanston, IL, v.57, n.5, p.1121-1152, Sept. 1989.
- JOBSON, J.; KORKIE, B. Potential performance and tests of portfolio efficiency. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.10, n.4, p.433-466, Dec. 1982.
- LINTNER, J. The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, MA, v.47, n.1, p.13-37, Fev. 1965.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. *Journal of Finance*, Malden, MA, v.7, n.1, p.77-91, Mar. 1952.
- SHANKEN, J. Multivariate test of the zero-beta CAPM. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.14, n.3, p.327-348, Sept. 1985.

SHANKEN, J. Testing portfolio efficiency when the zero-beta rate is unknown: a note. *Journal of Finance*, Malden, MA, v.41, n.1, p.269-276, Mar. 1986.

SILVA, F.; MOTTA, L. Teste do CAPM zero-beta no mercado de capitais brasileiro. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, SP, v.1, n.4, p.72-88, dez. 2002.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, Malden, MA, v.19, n.3, p.425-442, Sept. 1964.

ZHOU, G. Small sample tests of portfolio efficiency. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam, v.30, n.1, p.165-191, Nov. 1991.

ABSTRACT

About the efficiency of the Brazilian stock indexes

This paper studies the mean-variance efficiency of some Brazilian stock indexes applied to benchmark passive investment. The efficiency of Ibovespa, IBX50 and FGV100 is exhaustively tested against different sets of portfolios and for different time periods between June 1989 and July 2003, according to the Gibbons, Ross and Shanken's (1989) and Shanken's (1986) approaches. Most of the tests reject the efficiency of these indexes, suggesting they are not suitable benchmarks to passive asset management.

Uniterms: portfolio efficiency, CAPM, zero-beta CAPM, Wald test, Brazilian stock market indexes.

RESUMEN

Sobre la eficiencia de los índices de acciones brasileños

En este artículo, se estudia la eficiencia en media variancia de algunos índices brasileños utilizados como referencia para los fondos pasivos. La eficiencia del Índice de la Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), del Índice Brasil (IBX50) y del Índice de la Fundación Getulio Vargas (FGV100) es exhaustivamente probada contra distintos conjuntos de carteras y para diferentes subperíodos durante el intervalo de junio de 1989 a julio de 2003, de acuerdo con el enfoque de Gibbons, Ross y Shanken (1989) y Shanken (1986). La mayor parte de las pruebas rechaza la eficiencia de estos índices y señala su inadecuación como referencia para la gestión pasiva.

Palabras clave: eficiencia de la cartera, CAPM, zero-beta CAPM, *test* Wald, índices brasileños de acciones.

REGE-USP Revista de Gestão USP
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO DA
FEA/USP

A Revista de Gestão USP – REGE-USP é uma publicação trimestral para divulgação de trabalhos de natureza acadêmica, com temas relacionados à Administração.

Nossos principais colaboradores são alunos e professores de Programas de Pós-graduação em Administração e alunos da graduação com orientação e co-autoria de professores. Todos os trabalhos publicados são avaliados em relação ao conteúdo e à metodologia.

Maiores informações: Editoria da Revista de Gestão USP – REGE-USP
E-mail: cpa@edu.usp.br
www.cad.fea.usp.br

