

UMA AVALIAÇÃO PRELIMINAR DO DESEMPENHO DOS CLUBES DE INVESTIMENTO EM AÇÕES BRASILEIROS

A PRELIMINARY EVALUATION OF THE PERFORMANCE
OF STOCK INVESTMENT CLUBS IN BRAZIL

Carlos Tadao Kawamoto ¹
Claudio Akira Kawamoto ²
Milena Regina do Nascimento Gonçalves ³

RESUMO

Este trabalho faz uma avaliação do desempenho dos clubes de investimento em ações no Brasil, a partir de uma amostra composta por 113 clubes. Especificamente, com apoio da literatura de avaliação de desempenho de fundos de investimento, foi testada a hipótese de que clubes com elevado patrimônio obtêm desempenho superior aqueles com patrimônio reduzido, além de se investigar a existência de um nível patrimonial ótimo para a gestão de clubes. A avaliação foi realizada através de regressões pelo método dos mínimos quadrados ordinários, utilizando os índices de Sharpe, Treynor e Modigliani trimestrais, de 25 carteiras construídas com base em seus patrimônios médios. Os resultados sugerem que os clubes não obtiveram desempenho satisfatório, entre 2004 e 2008, quando comparados ao índice Bovespa. Como os clubes possuem gestores não-profissionais, o resultado anda em linha com a hipótese de que gestões profissionais agregam valor, alcançando melhores relações risco-retorno. Ainda mais, com base nos resultados, foi possível corroborar a existência de um nível de patrimônio ótimo para os clubes, situado entre R\$1,79 milhões a R\$4,98 milhões.

Palavras-chave: Clube de Investimento em Ações. Índice de Sharpe. Índice de Treynor. Índice de Modigliani.

ABSTRACT

This work evaluates the performance of the Brazilian stock investment clubs from a sample of 113 clubs. Specifically, based on the literature of fund evaluation, it was tested the hypothesis that larger clubs get superior performance than smaller ones, besides investigating the existence of an optimal portfolio size for investment clubs. The analysis was carried through ordinary least square method, taking quarterly Sharpe ratios, Treynor and Modigliani indexes from 25 constructed portfolios according to their average asset size. The results suggest that the clubs did not achieve satisfactory average performance, between 2004 and 2008, with returns inferior to the Bovespa index. As investment clubs have non-professional management, the results go along with the hypothesis that professional management aggregates value, reaching better risk-return relations. Furthermore, according to the results, it was possible to corroborate the existence of an optimal portfolio size level, between R\$1,79 millions and R\$4,98 millions.

Keywords: Investment Club. Sharpe Ratio. Treynor Index. Modigliani Index.

¹ Mestre em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC. Assessor de investimentos e professor da FECAP - SP. E-mail: ctkawamoto@gmail.com.

² Bacharel em Economia pela FEA-USP. Assessor de investimentos. E-mail: akirakawa@hotmail.com.

³ Bacharel em Economia pela Universidade Cruzeiro do Sul. E-mail: nalemi1@hotmail.com.

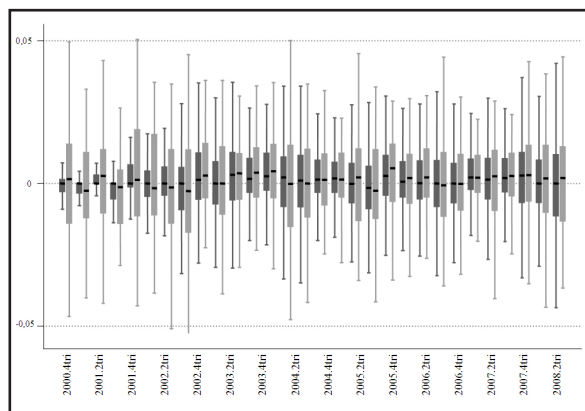
INTRODUÇÃO

Clubes de investimento em ações são condomínios constituídos para aplicações de recursos em valores mobiliários, assim como os fundos de ações. Entre as principais diferenças dessas duas modalidades, destaca-se a possibilidade que os cotistas dos clubes têm de participar diretamente da gestão de suas carteiras. Tal como os investidores de fundos, os cotistas de clubes desejariam comparar seus desempenhos ou a um indicador de referência, ou aos desempenhos de outros clubes. Ainda mais, gostariam de conhecer alguma variável que sinalizasse a performance futura de suas carteiras. Enquanto a habilidade das pessoas dedicadas à gestão seria um indicador natural, ela não é facilmente observável. Nessa busca, o tamanho do clube se torna um candidato potencial.

Uma das hipóteses encontradas na literatura sugere que carteiras com elevado patrimônio obtêm desempenho superior àquelas com patrimônio reduzido, em decorrência da existência de retornos de escala na gestão de ativos (HASLEM; BAKER; SMITH, 2008). Outra explicação para o desempenho superior de grandes patrimônios é apresentada por Chen et al. (2004), que argumentaram que carteiras com elevados recursos possuem maior capacidade de pesquisa. Por outro lado, pequenos patrimônios possuem maior flexibilidade para concentração de capital, não incorrendo no efeito-preço, em que grandes montantes de recursos interferem no equilíbrio dos ativos, causando redução na rentabilidade líquida dos investimentos. Além disso, mais recentemente foi levantada a hipótese de que patrimônio e desempenho teriam relações quadráticas entre si, e não lineares, havendo um ponto patrimonial associado a um desempenho ótimo (AGARWAL; DANIEL; NAIK, 2004; GETMANSKY, 2004).

Apesar de os clubes de investimento em ações terem sua regulamentação publicada em 1984, através da Instrução nº 40 da Comissão de Valores Mobiliários, foi somente no final da década de 1990 que eles ganharam popularidade. O gráfico 1 mostra as distribuições trimestrais, entre 2000 e 2008, dos retornos diários de uma amostra de clubes de investimento em ações e do índice Bovespa, indicador de referência usual do mercado acionário. Pelo gráfico é possível visualizar uma maior dispersão dos retornos dos clubes sobre os retornos do índice em apenas quatro dos trinta trimestres. Isso sugere que a gestão dos clubes produziu menos riscos que uma aplicação passiva em bolsa. A avaliação dos retornos, porém, não é tão óbvia uma vez que as medianas dos retornos dos clubes foram inferiores àquelas do índice Bovespa em dezessete dos trinta trimestres considerados.

Nesse contexto, este trabalho procura contribuir avaliando a relação existente entre os desempenhos e os tamanhos dos clubes de investimento em ações no Brasil. Mais especificamente, foram avaliadas as relações entre alguns indicadores de desempenho (*i.e.*, índices de Sharpe, Treynor e Modigliani) e o patrimônio líquido de 25 carteiras formadas por diferentes clubes. As relações entre as variáveis de desempenho e patrimônio foram analisadas pelas estatísticas dos parâmetros obtidos através de estimações pelo método de mínimos quadrados ordinários, contemplando tanto formas funcionais lineares quanto quadráticas. Os resultados sugerem, conforme Gráfico 1, que os clubes não obtiveram relação risco-retorno satisfatória no período analisado, e que há um tamanho ótimo associado à gestão de clubes de investimento em ações no Brasil.



Legenda: os limites inferior e superior de cada caixa representam 25% e 75% da distribuição dos retornos diários. A linha horizontal negra dentro de cada caixa representa a mediana da distribuição. Os limites inferior e superior das linhas verticais representam 1% e 99% da distribuição dos retornos diários.

As caixas escuras são dos clubes e as caixas claras são do Ibovespa.

Gráfico 1 - Distribuição Trimestral dos Retornos Diários dos Clubes e do Índice Bovespa

Fonte: Elaborado pelos autores

Para alcançar o objetivo proposto, este trabalho foi dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura sobre a relação entre o patrimônio e o desempenho de carteiras. Em seguida, na terceira seção, são apresentadas as características da amostra utilizada e explicitados os aspectos metodológicos seguidos nas análises. A quarta seção apresenta os principais resultados e a última é dedicada às considerações finais.

1 REVISÃO DA LITERATURA

A avaliação de desempenho de fundos de investimento tem gerado diversas publicações nos

últimos anos, sem obter, entretanto, resultados consensuais. Enquanto uma vertente da literatura sugere que fundos grandes podem possuir ganhos de escala, maior diluição de custos e melhor capacidade operacional que os fundos pequenos e, por isso, suas performances deveriam ser mais elevadas; outra abordagem argumenta que pequenos volumes de recursos possuem maior flexibilidade para concentração do capital (AMMANN; MOERTH, 2005). Além disso, é razoável supor que os fundos pequenos possuam maior apetite ao risco que os fundos grandes, além de não sofrer o efeito de impacto do preço (*price impact*), presente quando as transações de grandes volumes alteram os preços de equilíbrio dos ativos, causando redução na rentabilidade das carteiras.

Clark (2003) investigou fundos mútuos nos EUA em diferentes janelas temporais entre 1991 e 2001, e não encontrou diferença robusta entre os retornos de fundos grandes e pequenos. Gregorious e Rouah (2003) chegaram a uma conclusão semelhante ao investigar *hedge funds* norte-americanos entre 1994 e 1999. Amamnn e Moerth (2005), por outro lado, encontraram relações negativas entre o retorno e o patrimônio de *hedge funds* norte-americanos. O resultado dos autores para o índice de Sharpe, porém, não mostrou diferença significativa entre fundos grandes e pequenos. Chen et al. (2004) estudaram fundos de ações norte-americanos, avaliando a relação entre os retornos e a defasagem do logaritmo do patrimônio. As análises dos autores indicaram que a relação entre o desempenho e o tamanho é negativa e mais acentuada nos fundos segmentados como *small-caps*. Como usualmente os trabalhos empíricos excluem de suas análises os fundos com patrimônio reduzido, ou seja, todos os fundos investigados podem ser considerados grandes, as hipóteses de que fundos com patrimônios elevados possuem mais recursos para pesquisa, diluem custos fixos entre cotistas e possuem maior poder de barganha sobre seus custos de transação não podem ser integralmente corroboradas.

No Brasil, Caldeira e Oda (2007) avaliaram os fundos multimercados entre os anos 2001 e 2005, utilizando os índices de Sharpe, Treynor, Sortino e *Information Ratio*. Os autores segmentaram os fundos pelos patrimônios médios por cotista e avaliaram suas relações com o desempenho. Os resultados não indicaram diferença estatisticamente significativa entre as variáveis para fundos com diferentes patrimônios médios. Porém, quando analisaram os patrimônios líquidos e os desempenhos encontraram relações positivas e fortes entre as variáveis, sugerindo que há rendimentos de escala na gestão de fundos no

país. Lima (2007) avaliou os fundos de ações ativos com e sem alavancagem entre 2005 e 2006, comparando o índice de Sharpe de fundos com patrimônios reduzidos e elevados. Os resultados do autor sugerem que fundos pequenos obtêm retornos ponderados pelo risco superiores aos de fundos com grande patrimônio.

Aglutinando as hipóteses sobre efeitos positivos e negativos do patrimônio sobre o desempenho, Agarwal, Daniel e Naik (2004), Getmansky (2004) e Amamnn e Moerth (2005) advogaram a existência de uma relação no formato de U invertido entre as variáveis, havendo um valor patrimonial associado a um desempenho máximo. Aquém desse ponto de patrimônio estariam os fundos com elevado custo fixo médio, que aumentariam sua rentabilidade com acréscimo de recursos. Fundos além do ponto ótimo possuiriam maior estabilidade no fluxo de ativos e, por isso, poderiam suportar posições menos líquidas em ativos com maior expectativa de retorno. Porém, sofreriam com o efeito de impacto do preço, que se torna presente com volumes muito elevados. Além disso, caso o formato de U invertido existisse, as escolhas do administrador, maximizador de taxas administrativas, estariam sujeitas a um *trade-off* entre perseguir maior rentabilidade ou obter maior patrimônio.

Os autores acima citados encontraram a relação de U invertido para *hedge funds* contemplando diferentes bases de dados. Não seria implausível supor que a mesma relação ocorra na administração de recursos em bolsa de valores, sobretudo em fundos profissionais. Mesmo para o caso dos clubes, que possuem administração não-profissional, o *trade-off* citado poderia ocorrer caso os administrados utilizassem os desempenhos passados como atrativos na captação de novos cotistas. Essa prática, apesar de combatida pela Comissão de Valores Mobiliários - CVM -, órgão regulador do mercado, é observada em algumas administradoras.

2 AMOSTRA E METODOLOGIA

A amostra utilizada é composta por 113 clubes de investimento em ações em operação entre 2000 e 2008, com informações diárias dos patrimônios líquidos e cotas de fechamento. Como os dados são amostrais, eles foram comparados às duas estatísticas populacionais disponíveis: o patrimônio total do mercado de clubes e o número de clubes abertos. A aderência da amostra à população é elevada, com correlações iguais a 84% para o patrimônio e 95% para o número de clubes.

Para iniciar as análises, os retornos foram calculados como variações percentuais das cotas

diárias. De um total de 69.134 observações, 2 foram consideradas outliers por possuírem retornos diários

superiores a 250%. As principais estatísticas descritivas dos dados utilizados podem ser observadas na Tabela 1.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas da Amostra

Variável	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio padrão
Retorno dos Clubes (% ao dia)	0,0880	-95,18	245,51	2,56
Retorno do Ibovespa (% ao dia)	0,1831	-9,18	7,61	1,70
Retorno do CDI (% ao ano)	14,67	11,05	26,33	3,21
Patrimônio dos Clubes (R\$)	3.605.963	22,1	84.000.000	8.108.137
Número de Clubes (por dia)	76,86	1	113	29,21

Fonte: dados dos autores, abrangendo o período de outubro de 2000 a março de 2008, perfazendo um total de 69.132 observações.

Em seguida, a amostra foi segmentada em 25 carteiras, construídas diariamente pela ordem decrescente de patrimônio líquido. Como o objetivo da presente análise é avaliar a relação entre o volume de recursos e as rentabilidades, optou-se por agrupar carteiras com patrimônios semelhantes, ao invés de avaliar individualmente cada portfólio. A avaliação individual pelo método de painel possibilitaria reduzir o problema de endogeneidade, em que um determinado desempenho estaria associado não ao tamanho do patrimônio, mas à habilidade inata dos gestores, elemento não capturado pelas variáveis. Porém, conforme argumentaram Chen et al. (2004), os métodos de painel carregam o viés de regressão à média. De acordo com os autores, um clube com retorno superior em um período experimentaria uma elevação no patrimônio no período posterior e, como a sua performance tenderia a retornar à média, haveria uma conclusão espúria naquele período de que o seu patrimônio estaria negativamente associado ao retorno. Tendo essa ressalva em mente, preferiu-se a avaliação seccional aqui utilizada, explicada a seguir.

Como o primeiro mês com mais de 25 clubes é novembro de 2004, as informações anteriores foram ignoradas. Após a construção das 25 carteiras, foram calculadas as médias trimestrais de patrimônio e de retorno de cada uma, além dos desvios-padrão, índices de Sharpe, Treynor e Modigliani, especificados adiante. Assim, formou-se uma base longitudinal com 25 carteiras, cada uma contendo 13 trimestres.

O índice de Sharpe (IS_{it}) calculado é conhecido como índice de Sharpe Generalizado, que considera o

prêmio de risco da carteira i em relação ao indicador de referência escolhido. Para cada trimestre t e carteira i , calculou-se IS_{it} pela equação abaixo:

$$(1) IS_{it} = \frac{R_{it} - R_{bt}}{DP_{it}}$$

em que R_{it} e DP_{it} são o retorno médio e o desvio-padrão dos retornos diários do clube i no trimestre t , e R_{bt} é o retorno médio do indicador de referência no trimestre t . Pelas regras vigentes no país, todo clube de investimento em ações deve aplicar no mínimo 51% dos seus recursos em ações, derivativos ou outros valores mobiliários. Para obter benefícios tributários e ser incluído numa alíquota de imposto de renda de 15%, um clube necessita aplicar no mínimo 67% do seu patrimônio em valores mobiliários. Assim, é razoável assumir que os indicadores de referência mais apropriados para as carteiras de clubes são aqueles relacionados ao mercado de capitais, como o Ibovespa, IBrX ou IBA. Sanvicente (2001) verificou se haveria distinção relevante entre esses diferentes indicadores na avaliação de fundos de ações não-alavancados e encontrou correlação elevada entre os índices. Seu resultado sugere que os três indicadores devem produzir resultados semelhantes. Com base nessa argumentação, este trabalho utiliza o índice Bovespa como indicador de referência.

O Índice de Treynor (IT_{it}) mede o excesso de retorno obtido sobre o ativo livre de risco, ponderado pelo β do ativo (β_{it}), calculado trimestralmente para cada carteira a partir da equação 2, estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO):

$$(2) (r_{it} - r_{ft}) = a + \beta_{it} (r_{bt} - r_{ft})$$

em que r_{ft} é o retorno diário do ativo livre de risco, aqui considerado como o CDI; e r_{bt} e r_{it} são os retornos diários do índice Bovespa e da carteira i , respectivamente. De posse do coeficiente β_{it} de cada carteira em cada trimestre, o índice de Treynor foi calculado como na equação 3:

$$(3) IT_{it} = \frac{R_{it} - R_{bt}}{\beta_{it}}$$

em que R_{it} e R_{bt} são os mesmos anteriores.

O índice de Modigliani também avalia a performance relacionando retorno e risco, comparando o retorno do mercado com uma carteira hipotética construída a partir da carteira do clube, mas com o mesmo nível de risco do mercado. O retorno da carteira hipotética, \bar{R}_i^{ajust} , é a média entre os retornos do clube e do ativo livre de risco, ponderada pela razão entre a volatilidade do mercado e do clube, ou seja,

$$(4) \bar{R}_i^{ajust} = \left(\frac{\sigma_{bt}}{DP_{it}} \right) R_{it} + \left(1 - \frac{\sigma_{bt}}{DP_{it}} \right) R_{ft}$$

em que σ_{bt} é a volatilidade do *benchmark* no trimestre t , calculada como o desvio-padrão trimestral dos retornos do índice Bovespa; R_{ft} é o retorno trimestral médio do CDI; e DP_{it} e R_{it} são os mesmos anteriores. O índice de Modigliani (IM_{it}) é obtido pela diferença entre o retorno ajustado da carteira i e o retorno de mercado, isto é,

$$(5) IM_{it} = \bar{R}_i^{ajust} - R_{bt}$$

Após o cálculo dos índices e construção da base longitudinal, foram calculadas as médias das estatísticas para cada carteira, transformando a base em seccional. Geraram-se, respectivamente, os retornos, patrimônios, desvios-padrão, índices de Sharpe, Treynor e Modigliani médios, simbolizados respectivamente por R_i , PL_i , DP_i , IS_i , IT_i , e IM_i , em que $i = 1$ a 25. A ausência do subscrito t nas variáveis indica suas médias ao longo dos trimestres. Os resultados para cada carteira podem ser visualizados no apêndice A.

As hipóteses sobre as relações lineares entre as variáveis de desempenho são avaliadas pelas equações (6) a (9) abaixo, estimadas por MQO:

$$(6) R_i = \beta_0 + \beta_1 \log(PL_i) + u_i^R$$

$$(7) IS_i = \theta_0 + \theta_1 \log(PL_i) + u_i^{IS}$$

$$(8) IT_i = \psi_0 + \psi_1 \log(PL_i) + u_i^{IT}$$

$$(9) IM_i = \omega_0 + \omega_1 \log(PL_i) + u_i^{IM}$$

em que u_i^R , u_i^{IS} , u_i^{IT} , e u_i^{IM} são os termos de erro. As hipóteses a serem testadas são as da inexistência de uma relação linear entre as variáveis de performance e patrimônio, isto é, testam-se as hipóteses nulas $\beta_1 = 0$, $\theta_1 = 0$, $\psi_1 = 0$ e $\omega_1 = 0$.

Por fim, testou-se também a hipótese de existência de um tamanho de portfólio ótimo em relação às mesmas variáveis de desempenho. Em outros termos, testou-se a existência de uma relação no formato de U invertido entre as variáveis de desempenho e de tamanho, através das equações (10) a (13), estimadas por MQO:

$$(10) R_i = \beta_2 + \beta_3 \log(PL_i) + \beta_4 [\log(PL_i)]^2 + \varepsilon_i^R$$

$$(11) IS_i = \theta_2 + \theta_3 \log(PL_i) + \theta_4 [\log(PL_i)]^2 + \varepsilon_i^{IS}$$

$$(12) IT_i = \psi_2 + \psi_3 \log(PL_i) + \psi_4 [\log(PL_i)]^2 + \varepsilon_i^{IT}$$

$$(13) IM_i = \omega_2 + \omega_3 \log(PL_i) + \omega_4 [\log(PL_i)]^2 + \varepsilon_i^{IM}$$

em que ε_i^R , ε_i^{IS} , ε_i^{IT} , e ε_i^{IM} são os termos de erro. Para haver um ponto patrimonial associado a um desempenho ótimo deve-se encontrar uma curva no formato de U invertido, e as condições necessárias para que as curvas apresentem tal formato são: ($\beta_3 > 0$) e ($\beta_4 < 0$); ($\theta_3 > 0$) e ($\theta_4 < 0$); ($\psi_3 > 0$) e ($\psi_4 < 0$); e ($\omega_3 > 0$) e ($\omega_4 < 0$).

3 RESULTADOS

Os resultados para as 25 carteiras construídas sugerem que elas não obtiveram desempenho satisfatório entre 2004 e 2008, sendo seus retornos inferiores ao do CDI e ao do índice Bovespa em 4 e 15 carteiras, respectivamente. Os valores encontrados para os três indicadores de performance - Sharpe, Treynor e Modigliani -, vão em direção à mesma conclusão. A Tabela 2 resume as informações numéricas das equações (6) a (9).

Tabela 2 - Resultados das Regressões das Equações (6) a (9)

(Equação)	Endógena	constante	$\log(PL_i)$	Estatística F	R ²
(6)	R_i	-0,00045	0,00010	21,75	0,3449
		[-1,44]	[4,66]		
(7)	IS_i	-0,06651	0,00328	4,08	0,1390
		[-2,99]	[2,02]		
(8)	IT_i	-0,00098	-0,00005	0,04	0,0010
		[-0,34]	[-0,20]		
(9)	IM_i	-0,00205	0,00012	15,73	0,476
		[-4,68]	[3,97]		

Observação: os valores entre colchetes são as estatísticas t calculadas.
Fonte: Cálculos dos autores.

As constantes negativas ou iguais a zero refletem a baixa performance média das carteiras no período. Com exceção do coeficiente de determinação (R²) da regressão para o índice de Treynor, todos os demais foram superiores a 13%, com destaque para a equação do índice de Modigliani, que apresentou 47% de suas variações explicadas pelo logaritmo do patrimônio. Com exceção do índice de Treynor, os demais indicadores

apresentaram uma relação positiva e estatisticamente significativa com a variável patrimonial.

Como é possível que a verdadeira relação entre as variáveis de patrimônio e os indicadores de desempenho sejam quadráticas, foram estimadas, em seguida, as equações (10) a (13). Os resultados são apresentados na tabela 3 e corroboram relações parabólicas entre as variáveis a um nível de significância inferior a 10% para todos os casos, exceto para o índice de Treynor.

Tabela 3 - Resultados das Regressões das Equações (10) a (13)

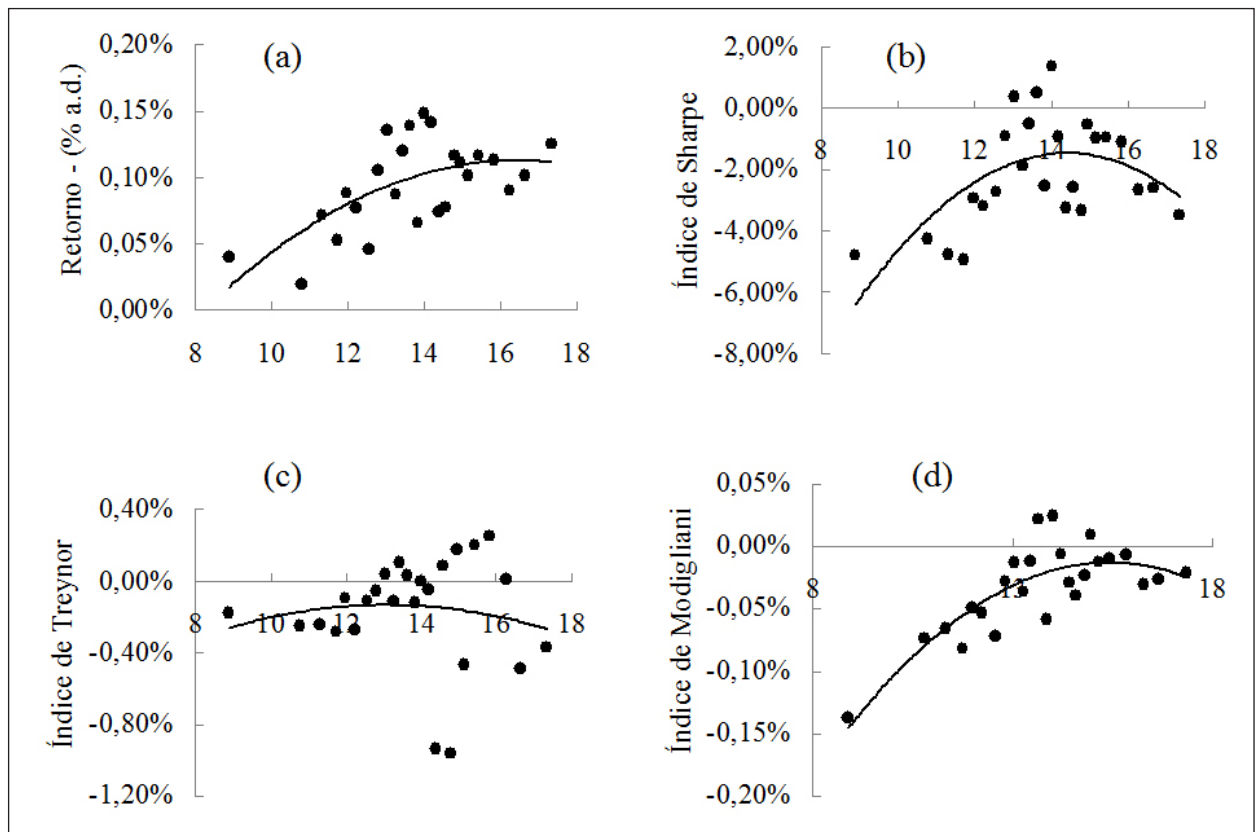
(Equação)	endógena	constante	$\log(PL_i)$	$\log(PL_i)^2$	Estatística F	R ²
(10)	R_i	-0,00340	0,00055	-0,00002	9,72	0,4102
		[-1,90]	[2,08]	[-1,74]		
(11)	IS_i	-0,35019	0,04658	-0,00162	4,93	0,3731
		[-3,25]	[2,97]	[-2,89]		
(12)	IT_i	-0,01386	0,01918	-0,00007	0,55	0,0163
		[-1,11]	[1,00]	[-1,03]		
(13)	IM_i	-0,00752	0,00096	-0,00003	71,85	0,6787
		[-7,48]	[6,10]	[-5,29]		

Observação: os valores entre colchetes são as estatísticas t calculadas.
Fonte: Cálculos dos autores.

A Figura 1, na seqüência, apresenta os retornos médios e os índices de cada uma das 25 carteiras, além das parábolas estimadas. É possível observar que em nenhum deles, com exceção do gráfico dos retornos, o ponto máximo das parábolas ultrapassa a região de indicadores positivos (primeiro quadrante do plano cartesiano). Este resultado está em linha com a baixa performance dos clubes entre 2004 e 2008 encontrada anteriormente.

Com as estimações em mãos, é possível calcular o

ponto patrimonial ótimo, onde é maximizada a relação risco-retorno. Como os parâmetros do índice de Treynor não são significativos a 10%, foram desconsiderados. Assim, observando apenas os índices de Sharpe e de Modigliani, pode ser dito que um investidor que desejasse diversificar seu portfólio em algum clube de investimento em ações no período avaliado deveria ter procurado aqueles com patrimônio de R\$1,79 milhões (pelo índice de Sharpe) ou R\$4,98 milhões (pelo índice de Modigliani).



Legenda: Os eixos verticais representam os indicadores calculados: (a) Retornos médios; (b) Índice de Sharpe; (c) Índice de Treynor; e (d) Índice de Modigliani. Os eixos horizontais apresentam os logaritmos dos patrimônios líquidos médios das carteiras construídas.

Figura 1 - Retorno Médio e Índices de Sharpe, Treynor e Modigliani das 25 Carteiras Construídas

Fonte: Elaborado pelos autores

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Realizou-se neste trabalho uma análise preliminar do desempenho dos clubes de investimento em ações brasileiros. Os resultados obtidos sugerem que os clubes produziram, entre 2004 e 2008, menor volatilidade que uma aplicação passiva em bolsa. Porém, o baixo risco foi gerado com elevado sacrifício no retorno. Na média, o prêmio obtido não compensou a menor dispersão dos retornos no período.

As estatísticas dos parâmetros de inclinação

das estimações das retas dos retornos e dos índices de Sharpe e Modigliani, para as 25 carteiras construídas com base em seus patrimônios sugerem que os clubes com patrimônios elevados tiveram melhores desempenhos que os clubes pequenos. Pelas estimações quadráticas, porém, corrobora-se a hipótese de Agarwal, Daniel e Naik (2004), Getmansky (2004) e Amamnn e Moerth (2005) de existência de uma relação no formato de U invertido entre as variáveis de desempenho e patrimônio. Em outras palavras,

pode-se dizer que há um valor patrimonial associado a uma relação risco-retorno ótima para os clubes de investimento em ações.

Os valores patrimoniais das amostras apresentaram grande dispersão, variando de poucos reais até um máximo de R\$84 milhões. Pelos resultados encontrados nas estimações parabólicas, um investidor que quisesse diversificar seus investimentos em valores mobiliários através de um clube de investimento em ações deveria ter escolhido aqueles com patrimônio entre R\$1,79 milhões e R\$4,98 milhões. Tal conclusão, porém, merece algumas considerações. O clube de investimento em ações a ser escolhido pode variar de acordo com a composição *ex-ante* da carteira do investidor. Pela natureza dos índices empregados neste trabalho, a conclusão torna-se mais adequada ao investidor que não possuísse nenhum investimento com risco e que fosse diversificar exclusivamente através dos clubes de investimento em ações. Além disso, a escolha do investidor deveria considerar outros atributos não vislumbrados neste trabalho, como o alinhamento com o perfil dos atuais cotistas e a estratégia de gestão dos clubes.

Em resumo, os resultados andam em linha com a hipótese de que clubes pequenos sofrem pela reduzida diluição de custos fixos. Somas muito elevadas de portfólio, contudo, não favorecem a obtenção de desempenho superior. Assim, patrimônios medianos são os preferidos para a otimização de performance. Por fim, vale observar que, apesar da amostra utilizada ter se mostrado bastante aderente à população, ela é pequena quando comparada ao total de clubes no país, perfazendo apenas 4% do total. Tal observação sugere estudos futuros contemplando maior parcela da população de clubes. Além disso, como na média os clubes não apresentaram desempenho satisfatório em relação ao índice Bovespa, indicando que gestões não-profissionais não obtêm boa performance, uma comparação explícita entre clubes e fundos de ações é outra sugestão para estudos futuros.

REFERÊNCIAS

AGARWAL, V.; N. D. DANIEL; N. Y. NAIK. **Flows, Performance, and Managerial Incentives in Hedge Funds**. Centre for Hedge Fund Research and Education Working Paper. Working Paper n.16, 2004.

AMMANN, M.; MOERTH, P. **Impact of Fund Size on Hedge Fund Performance**. Working Paper Series in Finance. University of St.Gallen, n.11, 2005.

CALDEIRA, R. T.; ODA, A. L. Avaliação de Performance de Fundos de Investimentos Multimercados: diferenças entre fundos de pequenos e grandes investidores. In: X Semana da Administração - SEMEAD, 2007. São Paulo. **Anais...** São Paulo: SEMEAD, 2007.

CHEN, J.; H. HONG.; M. HUANG; J. D. KUBIK. Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization. **American Economic Review**, v. 94, n. 5, 2004.

CLARK, A. **Does Fund Size Affect Performance?** Lipper Research Study, 2003.

GETMANSKY, M. **The Life Cycle of Hedge Funds: Fund Flows, Size and Performance**. MIT Laboratory for Financial Engineering. Working Paper LFE n.1063-04, 2004.

GREGORIOUS, G.N.; ROUAH, F. Large versus Small Hedge Funds: Does Size Affect Performance? **Journal of Alternative Investments**, v. 5, n. 5, 2003.

HASLEM, J.A.; H. K. BAKER; D. M. SMITH. Performance and Characteristics of Actively Managed Retail Equity Mutual Funds with Diverse Expense Ratios. **Financial Services Review**, v. 17, n. 1, 2008.

LIMA, E. F. **Os pequenos investidores ganham dos grandes? Uma análise da performance recente dos Fundos de Investimentos Ibovespa Ativo**. VII Concurso CVM-Bovespa, 2007. Disponível em: < <http://www.cvm.gov.br> >. Acesso em: 02 fev. 2009.

SANVICENTE, A. Z. **É importante saber qual é o benchmark de seu fundo de ações?** Financelab Working Paper. IBMEC, n. 07, 2001.

APÊNDICE A

Tabela I - Médias por Carteira

Carteira	Patrimônio (R\$)	Retorno (% a.a.)	Desvio-Padrão (% a.a.)	CDI (% a.a.)	IBOV (% a.a.)	S	T	M
1	15.715	10,47	2.064,95	14,40	36,51	-4,78	-0,18	-0,14
2	52.235	4,98	163,75	14,29	37,14	-4,28	-0,25	-0,07
3	91.043	19,65	61,62	14,24	37,76	-4,76	-0,24	-0,07
4	136.813	14,04	39,60	14,24	38,60	-4,93	-0,28	-0,08
5	173.180	24,82	83,47	14,22	36,50	-2,94	-0,09	-0,05
6	221.631	21,24	44,25	14,28	37,68	-3,19	-0,27	-0,05
7	298.880	12,07	121,21	14,21	36,95	-2,71	-0,11	-0,07
8	376.437	30,36	92,34	14,26	38,02	-0,91	-0,06	-0,03
9	471.639	40,72	82,01	14,26	36,58	0,38	0,03	-0,01
10	588.840	24,71	90,61	14,24	37,01	-1,88	-0,11	-0,04
11	693.785	35,36	37,07	14,26	38,40	-0,52	0,10	-0,01
12	852.031	41,84	109,99	14,22	37,86	0,52	0,03	0,02
13	1.042.488	18,03	94,87	14,22	35,47	-2,53	-0,12	-0,06
14	1.230.925	45,34	34,02	14,22	37,86	1,37	0,00	0,02
15	1.480.770	42,92	65,29	14,29	37,66	-0,94	-0,05	-0,01
16	1.788.379	20,50	35,05	14,22	37,79	-3,25	-0,94	-0,03
17	2.124.664	21,51	32,96	14,26	36,58	-2,59	0,08	-0,04
18	2.678.780	34,17	55,76	14,26	38,02	-3,32	-0,96	-0,02
19	3.150.207	32,34	25,60	14,21	36,95	-0,55	0,18	0,01
20	3.884.483	29,18	36,37	14,31	36,90	-0,98	-0,47	-0,01
21	5.119.958	34,10	26,74	14,19	37,30	-0,97	0,20	-0,01
22	7.794.856	32,96	22,25	14,20	38,86	-1,09	0,25	-0,01
23	11.900.000	25,43	26,81	14,27	37,50	-2,68	0,01	-0,03
24	17.700.000	29,17	28,73	14,29	37,12	-2,61	-0,49	-0,03
25	38.300.000	37,20	183,86	14,11	36,36	-3,49	-0,37	-0,02

Legendas: S: índice de Sharpe; T: índice de Treynor; e M: índice de Modigliani.

Fonte: Elaboração e cálculos dos autores.