FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO

MATHEUS QUINETE ROCHA

MEDIDAS DE DESEMPENHO PARA HEDGE FUNDS NO BRASIL COM DESTAQUE PARA A MEDIDA ÔMEGA

SÃO PAULO
2005

MATHEUS QUINETE ROCHA

MEDIDAS DE DESEMPENHO PARA HEDGE FUNDS NO BRASIL COM DESTAQUE PARA A MEDIDA ÔMEGA

Dissertação apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas para obtenção do título de mestre em Administração de Empresas

Linha de Pesquisa:
Mercados Financeiros e Finanças Corporativas

Orientador: Prof. Dr Willian Eid Junior

SÃO PAULO
2005

MATHEUS QUINETE ROCHA

MEDIDAS DE DESEMPENHO PARA HEDGE FUNDS NO BRASIL COM DESTAQUE PARA A MEDIDA ÔMEGA

Dissertação apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas para obtenção do título de mestre em Administração de Empresas

Linha de Pesquisa:
Mercados Financeiros e Finanças Corporativas

Data de aprovação:
___/____/______

Banca Examinadora:

____

Prof. Dr William Eid Junior (Orientador)
FGV-EAESP

____

Prof. Dr Antônio Gledson de Carvalho
FGV-EAESP

____

Prof. Dra Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi
IBMEC - SP

Agradecimentos

À minha família e amigos que sempre me apoiaram neste percurso.

Ao Professor William Eid Junior pela orientação e ajuda na elaboração desta dissertação.

Ao Professor Ricardo Rochman pela ajuda no desenvolvimento da dissertação e esclarecimento de dúvidas.

Aos Professores Antônio Gledson, Rodrigo de Losso , César Caselani, José Evaristo dos Santos, Márcio Gabrielli, pelas sugestões nas apresentações do trabalho realizadas nos Seminários de Pesquisa.

Ao Luiz Carlos Nascimento do Centro de Estudos em Finanças da FGV pela ajuda na coleta dos dados usados nesta dissertação.

À CAPES e CNPQ pela ajuda financeira concedida durante o curso.

Resumo

A avaliação de desempenho de fundos de investimentos é, tradicionalmente, realizada utilizando-se o Índice de Sharpe, que leva em consideração apenas os dois primeiros momentos da distribuição de retornos (média e variância), assumindo as premissas de normalidade da distribuição de retornos e função quadrática de utilidade do investidor. Entretanto, é sabido que uma função de utilidade quadrática é inconsistente com o comportamento do investidor e que as distribuições de retornos de determinados fundos, como os *hedge funds,* estão longe de serem uma distribuição normal.

Keating e Shadwick (2002a, 2002b) introduziram uma nova medida denominada Ômega que incorpora todos os momentos da distribuição, e tem a vantagem de não ser necessário fazer premissas sobre a distribuição dos retornos nem da função de utilidade de um investidor avesso ao risco. O objetivo deste trabalho é verificar se esta medida Ômega tem um poder de previsibilidade maior que outras medidas de avaliação de desempenho, como o Índice de Sharpe e o Índice de Sortino.

O estudo empírico indicou que a medida Ômega gera um ranqueamento, na maioria das vezes, relativamente diferente das outras medidas testadas. Apesar das carteiras formadas com base na medida Ômega terem gerado um retorno médio maior que o retorno médio das carteiras formadas pelas outras medidas em praticamente todos os testes, esta diferença entre as médias dos retornos só foi significativa em alguns casos. Mesmo assim, há uma leve indicação de que a medida Ômega é a mais apropriada para utilização do investidor ao fazer a avaliação de desempenho dos fundos de investimentos.

Palavras-chave: *Hedge Funds*, Fundos Multimercados, Avaliação de Desempenho, Índice de Sharpe, Índice de Sortino, Medida Ômega, Momentos de Ordem Superior.

Abstract

Mutual funds performance evaluation is, traditionally, made using Sharpe Ratio that considers only the first and the second moments of the return distribution (mean and variance), but it requires assumptions on the normality of the returns distribution and on the investor's utility function as quadratic. However, it is well known that a quadratic utility function is inconsistent with investor behavior and some funds, like hedge funds, have returns distributions far from a normal distribution

Keating and Shadwick (2002a, 2002b) proposed a new measure called Omega that incorporates all the moments of the distribution, and has the advantage of requiring no assumptions on the returns distribution or on the utility function of a risk averse investor. The purpose of this work is to verify if this measure has a greater forecast power than other performance measures, like Sharpe and Sortino Ratios.

The empiric study indicated that Omega measure makes a ranking, most of the time, different from the other measures. Despite the portfolios constructed with Omega have had an average return greater than the average return of the portfolios constructed using the other measures, in almost all the tests, this difference of averages of returns was significant only in some cases. In spite of this, there is a light indication that Omega measure is the most appropriate for the use of investors when is made the performance evaluation of mutual funds.

Key-Words: Hedge Funds, Performance Evaluation, Sharpe Ratio, Sortino Ratio, Omega Measure, Higher Order Moments.

Sumário

Capítulo I - Introdução

Tradicionalmente, a alocação de ativos é feita levando-se em consideração apenas os dois primeiros momentos da distribuição de retornos (média e variância), e a avaliação de performance de fundos de investimentos também segue este mesmo embasamento utilizando o Índice de Sharpe para fazer tal avaliação. A análise de média e variância requer algumas premissas como a normalidade da distribuição de retornos e função de utilidade quadrática do investidor. Entretanto, é sabido que uma função quadrática é inconsistente com o comportamento do investidor e que as distribuições de retornos de determinados fundos como os *hedge funds* estão longe de serem uma distribuição normal.

Como a média e a variância não são suficientes para capturar as propriedades de risco e retorno dos *hedge funds*, foram introduzidos métodos que levam em consideração tanto o terceiro quanto o quarto momento da distribuição (assimetria e curtose, respectivamente). Porém, a análise dos quatro primeiros momentos da distribuição pode não ser suficiente, pois pode ser mostrado que os investidores se preocupam com todos os momentos da distribuição. Do mesmo modo, pode-se observar que um retorno no nível da média pode ser considerado por um investidor como uma perda enquanto para outro investidor este mesmo nível de retorno pode ser considerado um ganho, e que o retorno bem acima da média tem um impacto diferente que um retorno bem abaixo da média.

Para suprir essa lacuna, Keating e Shadwick (2002a, 2002b) introduziram uma nova medida denominada Ômega que reflete todas as propriedades estatísticas da distribuição de retornos, ou seja, todos os momentos da distribuição são incorporados nesta medida. Uma vantagem desta medida é que não é necessário fazer premissas sobre a distribuição dos retornos nem da função de utilidade de um investidor avesso ao risco. Para ranquear um conjunto de portfólios, a função Ômega necessita apenas da simples regra de decisão de preferir mais a menos, ou seja, que os indivíduos não são saciáveis.

Capítulo II - Justificativa

A indústria de fundos de investimentos no Brasil vem crescendo a uma taxa acelerada, onde os *hedge funds* têm dado uma boa contribuição a esta expansão. Como vemos na Tabela 2.1, o Patrimônio Líquido da indústria de fundos brasileira passou de R$ 165 bilhões em 1995 para R$ 695 bilhões em 2005, um crescimento de 420% em 10 anos.

Tabela 2.1
Dados de Patrimônio Líquido Anual - Brasil
PL Total dos Fundos - em R$ milhões constantes

Ano	PL Total dos Fundos
Dez/95	165.535,24
Dez/96	283.556,43
Dez/97	293.221,61
Dez/98	328.902,35
Dez/99	412.116,65
Dez/00	504.699,34
Dez/01	530.014,38
Dez/02	419.364,61
Dez/03	562.185,42
Dez/04	596.185,42
Out/05	695.613,65

Fonte: ANBID

O crescimento dos fundos multimercados foi ainda maior, em 1995 o patrimônio líquido somente dos fundos multimercados era de quase R$ 22 bilhões, já em 2005 esse número alcançou R$ 121 bilhões, um crescimento espetacular de 555% em 10 anos. Sua participação no total de fundos também teve um aumento considerável, sendo que em 2004 a participação do PL dos fundos multimercados foi de quase 30% do PL total dos fundos, como podemos ver na Tabela 2.2.

Tabela 2.2
Multimercados - % do Total e PL Anual - Brasil
PL Total dos Fundos Multimercados
em R$ milhões constantes

Ano	%	PL Multimercados
Dez/95	13,24	21.916,87
Dez/96	11,18	31.701,61
Dez/97	7,82	22.929,93
Dez/98	6,01	19.767,03
Dez/99	5,47	22.542,78
Dez/00	4,16	20.995,49
Dez/01	22,46	119.041,23
Dez/02	26,64	111.718,73
Dez/03	28,55	160.503,94
Dez/04	29,67	176.888,21
Out/05	17,48	121.593,27

Fonte: ANBID

O crescimento dos fundos multimercados superior ao restante da indústria de fundos pode ser explicado pela atração de investidores que antigamente aplicavam seus recursos apenas em investimentos tradicionais de renda fixa. O grande sucesso comercial que os *hedge funds* vêm tendo, gera um grande interesse, prático e acadêmico, quanto ao retorno que este pode oferecer e também ao risco ao qual o investidor incorre.

Para que o investidor possa avaliar se o fundo de investimentos é adequado às suas preferências quanto ao retorno e risco e para comparar qual fundo tem o melhor desempenho dado suas preferências, é necessário que este utilize medidas de avaliação de performance que avaliem corretamente o desempenho destes fundos.

Como a medida de avaliação de desempenho de fundos de investimentos mais utilizada - o Índice de Sharpe - é uma medida simples e com várias fraquezas, este trabalho discute outras medidas de desempenho que podem ter um melhor grau de eficiência para avaliar o desempenho. Os *hedge funds* são utilizados para testar a eficiência destas medidas, pois são os fundos que possuem distribuições de retornos que mais se distanciam de uma distribuição normal, possuindo, portanto, propriedades que nos ajudarão a diferenciar tais medidas.

Capítulo III - Objetivo

O objetivo deste trabalho é comparar algumas medidas existentes de avaliação de performance de fundos como o Índice de Sharpe, Índice Sortino e Ômega, observando se o ranqueamento de desempenho dos *hedge funds* no Brasil dado por estas medidas são diferentes e qual destas medidas em o maior poder de previsibilidade. Como estas medidas utilizam critérios diferentes para ranquear os fundos, e com base nos trabalhos de Keating e Shadwick (2002) e Favre e Pache (2003), espera-se que cada medida gere um ranqueamento diferente, principalmente ao compararmos as medidas que utilizam média e variância e as medidas que se baseiam em mais momentos da distribuição.

Se, realmente, obtivermos um ranqueamento diferente, significa que dependendo da medida que utilizamos para avaliar os retornos históricos, ao se buscar prever qual fundo terá o melhor desempenho futuro, teremos um resultado diferente. Busca-se, portanto, verificar se estas medidas conseguem prever quais fundos terão melhor desempenho no futuro. Isto pode ser verificado observando se o ranqueamento obtido em um certo período se mantém em período seguinte. Portanto, para podermos apropriadamente testar a robustez dos resultados, deveremos analisar o desempenho *out-of-sample* dos portfólios ótimos.

Busca-se neste trabalho, portanto, testar a hipótese de que as distribuições de retornos dos *hedge funds* não seguem uma distribuição normal e testar a hipótese de que a medida Ômega nos fornece um ranqueamento mais adequado das performances dos *hedge funds*. Caso não rejeitemos nenhuma das duas hipóteses poderemos concluir que a medida Ômega tem um maior poder de previsibilidade ao se avaliar a performance de fundos de investimentos, principalmente, ao avaliarmos fundos que não têm uma distribuição normal dos retornos.

Capítulo IV – Revisão Bibliográfica

4.1 Preferências do Investidor na Teoria de Portfólio

Uma função utilidade reflete a ordenação de preferência do investidor além de revelar sua atitude em relação ao risco. Dado um nível de riqueza W, um investidor racional avesso ao risco tem uma função utilidade estritamente côncava e uma utilidade marginal positiva, ou seja, as duas primeiras derivadas da função utilidade são as seguintes:

$$U'(W) > 0 \quad \forall W$$
$$U''(W) < 0 \quad \forall W$$

O fato que o investidor tem uma utilidade marginal positiva implica que este sempre prefere mais riqueza a menos. E como a derivada segunda da função utilidade é negativa, à medida que a riqueza do investidor aumenta, um acréscimo de uma unidade de riqueza tem utilidade menor que o acréscimo anterior. Ou seja, a utilidade marginal é decrescente.

No problema de decisão de investimento, o objetivo do investidor é maximizar sua função utilidade. Scott and Horvarth (1980) mostram que os investidores se preocupam com momentos de ordem superior à variância. Sobre as premissas que os investidores exibem utilidade marginal positiva e aversão ao risco consistente em todos os níveis de riqueza, além de estrita consistência das preferências pelos momentos, os autores demonstram que os investidores gostam de assimetria positiva e não gostam de curtose. De um modo mais geral, os investidores gostam dos momentos ímpares e não gostam dos momentos pares.

Para justificar a inclusão dos momentos de ordem superior na análise de portfólio, podemos utilizar a expansão da série de Taylor da utilidade de riqueza de um investidor ao redor de sua riqueza esperada:

$$U(W)=U[E(W)]+U'[E(W)][W-E(W)]+\sum_{j=2}^{\infty}\frac{1}{j!}U^{(j)}[E(W)][W-E(W)]^{j} \qquad (1)$$

Computando a utilidade esperada da riqueza temos:

$$E[U(W)]=U[E(W)]+U'[E(W)][E(W)-E(W)]+\sum_{j=2}^{\infty}\frac{1}{j!}U^{(j)}[E(W)]E[W-E(W)]^{j} \qquad (2)$$

ou equivalente:

$$E[U(W)]=U[E(W)]+\sum_{j=2}^{\infty}\frac{1}{j!}U^{(j)}[E(W)]E[W-E(W)]^{j} \qquad (3)$$

Reescrevendo os quatro primeiros termos, obtemos:

$$E[U(W)]=U[E(W)]+\frac{1}{2}U''[E(W)]\sigma^{2}(W)+\frac{1}{3!}U'''[E(W)]s^{3}(W)+$$
$$+\frac{1}{4!}U^{(4)}[E(W)]k^{4}(W)+\sum_{j=5}^{\infty}\frac{1}{j!}U^{(j)}[E(W)]E[W-E(W)]^{j} \qquad (4)$$

onde E(W) é a média da distribuição de riqueza e σ^2(W) é a variância. s^3(W) é o terceiro momento e está diretamente relacionado à assimetria e o quarto momento k^4(W), relacionado à curtose. Os termos seguintes da equação representam os momentos de ordem superior.

Tradicionalmente, o problema é solucionado na estrutura de média e variância desenvolvida por Markowitz (1952), entretanto, esta estrutura assume que ou os retornos são normalmente distribuídos, onde média e variância são suficientes para caracterizar totalmente a distribuição, ou a função utilidade do investidor é quadrática. A forma geral de uma função utilidade quadrática pode ser escrita da seguinte forma:

$$U(W)=a+bW+cW^{2} \qquad \text{com } a>0 \text{ e } c<0 \qquad (5)$$

Computando a utilidade esperada:

$$E[U(W)] = a + bE(W) + cE(W^2) \qquad (6)$$

Como

$$\sigma^2(W) = E(W^2) - E(W)^2 \qquad (7)$$

Temos que:

$$E(W^2) = \sigma^2(W) + E(W)^2 \qquad (8)$$

Substituindo (8) em (6), temos:

$$E[U(W)] = a + bE(W) + c\left[\sigma^2(W) + E(W)^2\right] \qquad (9)$$

Se a função utilidade do investidor é quadrática, sua utilidade esperada é função apenas dos dois primeiros momentos da distribuição. Portanto média e variância são suficientes para resolver o problema de maximização mesmo quando os retornos não são normalmente distribuídos. Isto pode ser observado na expansão da séria de Taylor onde o terceiro termo e os seguintes são iguais a zero dado que a derivada segunda de uma função utilidade quadrática é uma constante. Entretanto, este tipo de função não faz sentido para um investidor racional, dado que a função permite utilidade marginal negativa (saciedade) e implica aversão ao risco absoluta crescente (IARA).

4.2 Hedge Funds

O que é considerado *hedge fund* no Brasil e no exterior é um pouco distinto. Os *hedge funds*, como é estruturado nos Estados Unidos e Europa, são fundos de investimentos que são privadamente organizados e administrados por gestores profissionais de investimentos e não são completamente disponíveis para o público geral de investidores. Estes fundos são bastante livres em relação à legislação, podendo fazer qualquer tipo de operação em qualquer mercado e em qualquer momento e país, ainda com menos restrições quanto ao uso de alavancagem, venda a descoberto e derivativos em comparação a outros tipos de fundos de investimentos.

No Brasil, não existem *hedge funds* propriamente ditos como encontramos nos Estados Unidos, mas fundos que em algum momento se comportam como um *hedge fund*. Para este trabalho, foram considerados como *hedge funds* os fundos multimercados de renda variável com alavancagem, pois estes são os fundos brasileiros que mais se assemelham a um *hedge fund*, devido estes serem fundos ativos que investem em renda variável e com maior grau de alavancagem.

Segundo a ANBID, os fundos que se classificam como fundos de investimentos multimercados com renda variável com alavancagem são aqueles que buscam retorno no longo prazo através de investimento em diversas classes de ativos (renda fixa, câmbio, por exemplo) incluindo renda variável (ações, etc). Estes fundos procuram agregar valor utilizando uma estratégia de investimento diversificado, podendo também utilizar estratégias que impliquem em alavancagem dos recursos.

As distribuições de retornos dos *hedge funds* são, geralmente, diferentes de uma distribuição normal. Isto foi verificado, entre outros autores, por Brooks and Kat (2001). Neste estudo, os autores analisam o desempenho de índices de *hedge funds*, que são classificados de acordo com a sua estratégia de investimento.

O resultado encontrado é que as distribuições de retornos de muitos índices de *hedge funds* apresentam assimetria negativa e excesso de curtose positivo. Ainda encontraram que os índices de *hedge funds* exibem autocorrelação de primeira ordem positiva altamente significante, alta correlação positiva com o mercado de ações, e baixa correlação com o mercado de *bonds*, além de acharem uma alta correlação entre os índices de *hedge funds* de categorias diferentes, e uma heterogeneidade entre índices com o mesmo tipo de estratégia.

As implicações destes resultados são: superestimação do Índice de Sharpe; falta de habilidade do Índice de Sharpe para avaliação de performance; superestimação dos benefícios dos *hedge funds;* e não aplicabilidade da análise de portfólio por média e variância.

A superestimação do Índice de Sharpe pode ser explicada devido à série de retornos ser relativamente pequena levando a uma subestimação da real volatilidade dos retornos. Um desvio padrão menor que o real gera um Índice de Sharpe maior que o verdadeiro.

Os *hedge funds* oferecem relativamente maiores médias de retornos e menor variância, mas estes também tendem a oferecer aos investidores atributos relacionados ao terceiro e quarto momento da distribuição que são exatamente opostos ao que os investidores desejam. Isto significa que o Índice de Sharpe irá consistentemente superestimar a verdadeira performance dos *hedge funds*. Fundos com altos Índices de Sharpe tendem a apresentar assimetria negativa e curtose alta.

Isto significa que o retorno médio alto e a pequena variância dos retornos oferecidos pelos *hedge funds* não é de graça, os investidores simplesmente pagam por um Índice de Sharpe mais elevado na forma de uma assimetria mais negativa e uma curtose mais elevada. Um estudo de Amin and Kat (2001) mostra que quando toda a distribuição de retornos é considerada, há pouca ou nenhuma evidência de performance superior dos *hedge funds* em relação a outros tipos de fundos de investimentos.

Como vimos que uma análise baseada em média e variância superestima o desempenho dos hedge funds, a alocação de recursos em *hedge funds* será maior do que se fosse considerado o real desempenho destes fundos. Portanto, um portfólio com uma alocação maior em hedge funds irá melhorar as características de média e variância do portfólio. Entretanto, a inclusão de *hedge funds* no portfólio é acompanhada por um prejuízo devido à assimetria e à curtose, o que nos faz concluir que uma análise padrão de média e variância é muito restritiva para uma decisão de investimento de portfólio quando se envolvem *hedge funds*.

4.3 Estruturas Convencionais para o Problema de Decisão de Investimento

Como vimos anteriormente, para os fundos que não seguem uma distribuição normal, a média e variância não são suficientes para capturar as propriedades de risco e retorno das distribuições de retornos. Nesta seção iremos apresentar além da estrutura de média e variância, outras estruturas mais comumente utilizadas para o problema de decisão do investidor e discutir suas fraquezas.

4.3.1 Estrutura de Média e Variância

A abordagem mais tradicional utilizada para a avaliação de portfólios é a análise de média e variância desenvolvida por Markowitz (1952), onde é formalizada a idéia de que um investidor risco avesso se depara com um *trade-off* entre risco e recompensa para o seu problema de decisão de investimento. Na sua abordagem, o risco é definido como a variância (ou desvio padrão) e a recompensa pelo retorno esperado, sendo a função utilidade do investidor função apenas da média e variância da distribuição de retornos. O Índice de Sharpe é a medida mais comumente utilizada na avaliação de desempenho de fundos de investimento, isto se deve, principalmente, pela sua facilidade de cálculo que se baseia apenas em média e variância. Sua fórmula é dada por:

$$\text{Índice de Sharpe} = \frac{\mu_R - R_f}{\sigma_R} \qquad (10)$$

onde: μ_R é o retorno esperado da distribuição de retornos

R_f é o retorno do ativo livre de risco

σ_R é o desvio padrão da distribuição de retornos

A grande aceitação da análise de média e variância pode ser justificada pela sua facilidade computacional, entretanto, considerar a variância como a medida apropriada para o risco implica que os investidores atribuem pesos iguais para os retornos abaixo e acima da média. Como pode ser observado em alguns trabalhos de finanças comportamentais como Benartzi and Thaler (1995) e Siegmannn and Lucas (2002) os indivíduos dão um maior peso à perda do que ao ganho. A evidência de que existe aversão à perda indica que os investidores têm uma percepção diferente do risco de perda em comparação ao potencial de ganho.

4.3.2 Estrutura de Média e Desvio Inferior

Uma outra formulação do problema de decisão do investidor utiliza como medida de risco o desvio inferior. O desvio inferior é uma medida assimétrica de risco que se baseia nos retornos abaixo de uma meta de retorno específica. A vantagem do desvio inferior, em comparação à variância, é que o primeiro não cresce com um grande potencial de ganho. As informações contidas no lado superior da distribuição são capturadas apenas pela média da distribuição, não afetando o risco. O desvio inferior pode ser calculado como segue:

$$\text{desvio inferior} = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\tau - R_i)^2 \mathbf{1}_{R_i<\tau}} \qquad (11)$$

onde R_i são os retornos dos ativos

τ é a meta de retorno

n é o tamanho da amostra

1 é a função indicador

A medida de desempenho de fundos de investimentos que utiliza o desvio inferior como medida de risco é o Índice de Sortino. Esta medida é semelhante ao Índice de Sharpe, exceto pela substituição do desvio padrão da distribuição do retorno pelo desvio inferior. O Índice de Sortino pode, então, ser calculado por:

$$\text{Índice de Sortino} = \frac{\mu_R - R_f}{\text{desvio inferior}} \qquad (12)$$

onde: μ_R é o retorno esperado da distribuição de retornos

R_f é o retorno do ativo livre de risco

A meta de retorno é definida de acordo com a aversão do investidor a retornos abaixo de um nível específico de *benchmark.* Esta estrutura utiliza menos premissas restritivas que a estrutura de média e variância, requerendo apenas premissas gerais em relação à função utilidade do investidor, como aversão ao risco e preferência por assimetria. Entretanto, como vimos anteriormente, quando os retornos não são normalmente distribuídos, os momentos de ordem superior são relevantes para capturar as preferências do investidor, sendo esta estrutura, então, insuficiente para a avaliação de preferência do investidor.

4.4 Importância dos Momentos de Ordem Superior

Nesta seção, serão mostrados alguns modelos de distribuição de retornos que ilustram as limitações da análise que utiliza apenas média e variância. Primeiro iremos considerar dois ativos com distribuições normais de retornos.

Os dois ativos têm média igual a 7 e o ativo A tem variância igual a 1.44 e o ativo B tem variância de 2,25. Utilizando o Índice de Sharpe, deveríamos preferir o ativo A ao ativo B, pois este ranqueamento minimiza o potencial de perda, entretanto, também minimiza o potencial de ganho. Se usarmos apenas média e variância, nosso ranqueamento estará viesado à medida que se considera o potencial de perda e ganho como igualmente indesejável. Se considerarmos um investidor que considera um retorno abaixo de 8 como perda e acima de 8 como ganho, para avaliar a atratividade do ativo A em relação ao B deve ser considerado a probabilidade relativa de ganho e perda e não apenas a média e variância, pois neste caso, o investidor irá preferir o ativo B, como pode ser melhor visualizado no gráfico 4.4.1.

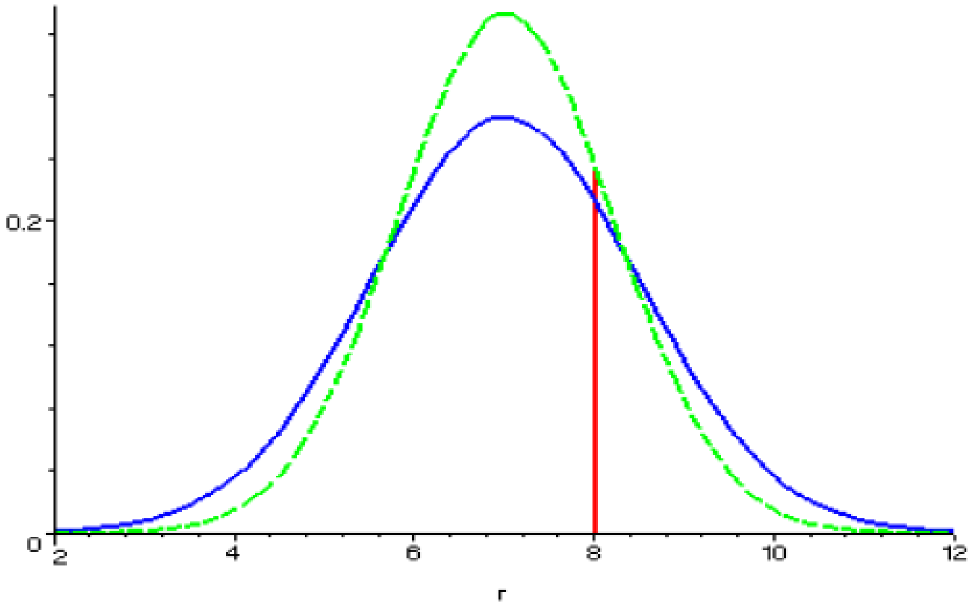

Gráfico 4.4.1 Ativo A (pontilhado) com média 7 e variância 1,44, ativo B (contínuo) com média 7 e variância 2,25 e um limite de perda a r = 8.
FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

Para o ativo B em torno de 25% dos retornos estão acima do limite de perda do investidor, enquanto apenas 20% dos retornos do ativo A estão acima deste mesmo limite de perda. A razão da probabilidade de ganho em relação à probabilidade de perda é de 0,338 para o ativo B e de 0,254 para o ativo A. Entretanto se utilizarmos um limite de perda de 6 iríamos preferir o ativo A ao ativo B, pois a relação de probabilidade entre ganho e perda de A seria de 3,94 e de B de 2,96. Portanto, como veremos ao discutir a medida Ômega, esta abordagem não inverte o ranqueamento baseado em média e variância, mas apresenta uma reversão de preferência dependendo do limite de perda considerado.

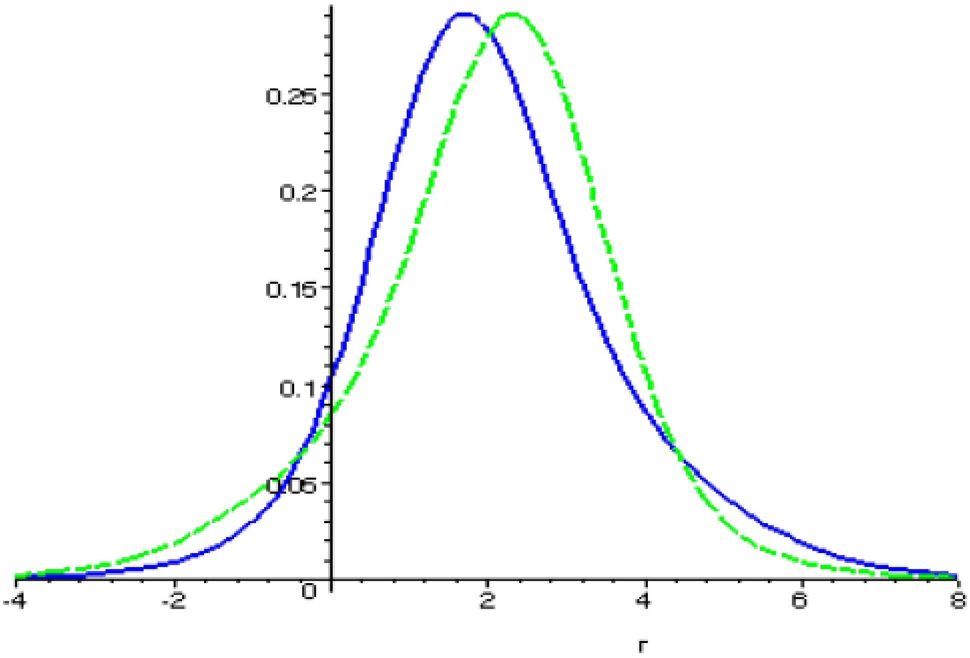

Gráfico 4.4.2 Distribuições de retornos dos ativos C (pontilhado) e D (contínuo) com média 2 e desvio padrão de 1,6, onde C tem assimetria de -0,398 e D tem assimetria de 0,398.
FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

Agora será dado um exemplo onde o terceiro momento tem influência na decisão do investidor. Considere dois modelos de distribuição de retornos onde ambos tem média 2 e desvio padrão de 1,6. Todos os seus momentos pares são iguais e todos seus momentos ímpares iguais em magnitude, mas opostos em sinais. No gráfico 4.4.2 apresentamos as distribuições de retornos de ativos com estas características onde o ativo C tem uma assimetria de -0,398 enquanto o ativo D tem assimetria de 0,398, e ambos tem curtose de 3,84.

Se analisarmos os ativos C e D com base apenas na média e variância, seríamos indiferentes a estes dois ativos, entretanto, a probabilidade de um retorno estar abaixo da média é maior para o ativo C e de estar acima da média é maior para o ativo D. Ou seja, perdas extremas são muito mais prováveis para o ativo C do que para o ativo D, portanto, o investidor irá preferir o ativo D que tem assimetria positiva, como foi mostrado por Scott and Horvarth (1980).

Por último, iremos considerar dois modelos de distribuições de retornos que novamente apresentam a mesma média e variância, ambos são simétricos, porém as probabilidades de grandes ganhos e perdas são bem diferentes entre estes dois ativos. Como podemos ver pelo gráfico 4.4.3, o ativo E tem distribuição normal de retornos, o que implica em simetria, com média 3 e variância de 2,76. O ativo F não segue uma distribuição normal de retornos, porém também é simétrico com mesma média e variância que o ativo E. O ativo F exibe uma probabilidade bem maior de ganhos e perdas em relação ao ativo E, por exemplo, a probabilidade do ativo F ter um retorno mais que 4 desvios padrão abaixo da média é 137 vezes maior que a probabilidade disto ocorrer em E.

Por outro lado, na amplitude de retornos próximos à média é bem menos óbvio como ranquear os dois ativos. O retorno esperado condicionado a um retorno menor que a média é de 1,88 para o ativo F e apenas 1,66 para o ativo E. Já o retorno esperado condicionado a um retorno maior que a média é de 4,12 para o ativo F e 4,34 para o ativo E.

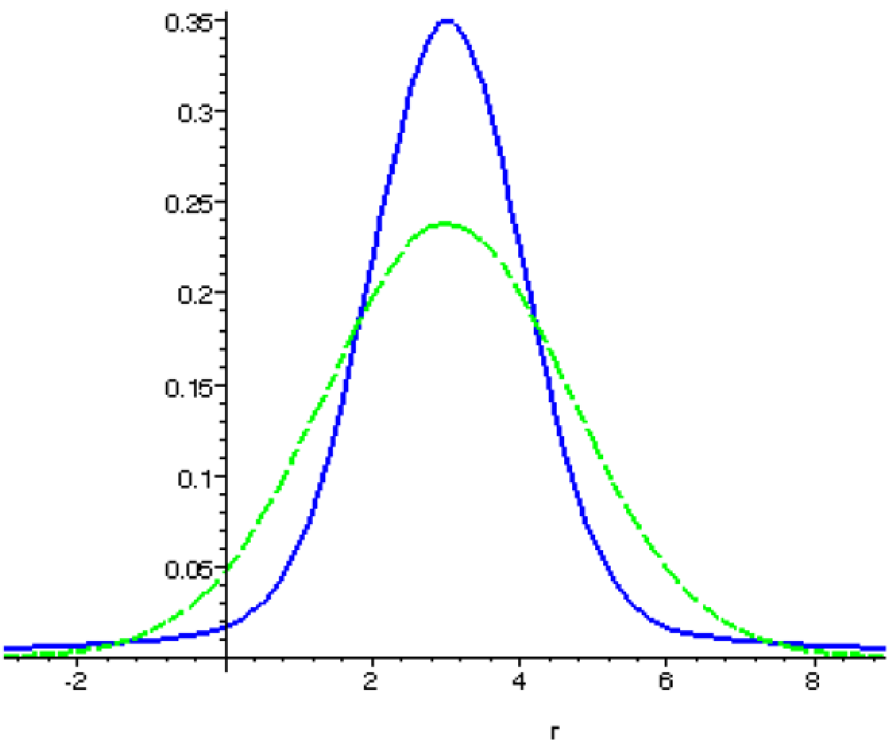

Gráfico 4.4.3 Distribuição de retornos dos ativos E (pontilhado) e do ativo F (contínuo) com mesma média, variância, simetria, e o ativo E com curtose de 3 (normal) e o ativo F com curtose de 9,6 (curtose em excesso de 6,6).

FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

4.5 Medida Ômega: uma Nova Estrutura

Para corretamente avaliar a performance de um portfólio com distribuição de retornos não normal, a distribuição por inteiro deve ser considerada, sem nenhuma premissa sobre o tipo de distribuição e sem nenhuma premissa sobre a função utilidade do investidor, apenas que este investidor prefere mais a menos. Com base nisto que uma nova medida foi introduzida por Keating and Shadwick (2002), onde esta medida denominada Ômega incorpora todas as características da distribuição de uma série de retornos. A medida Ômega é uma função do nível de retorno e não necessita de premissas sobre os parâmetros da distribuição.

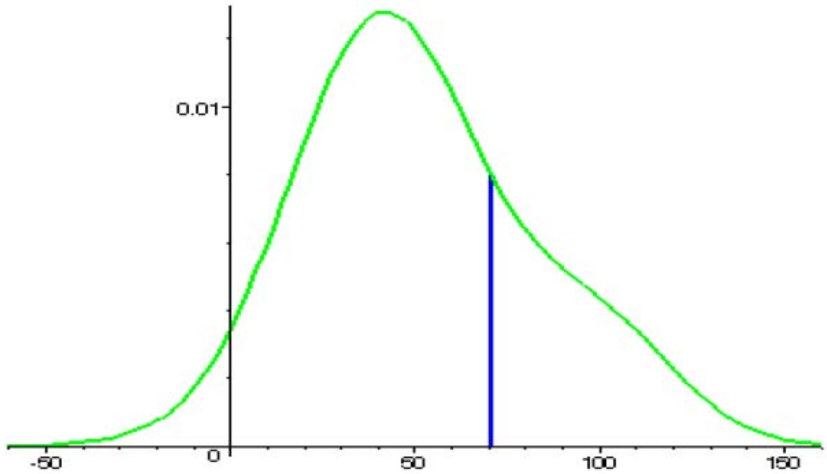

Gráfico 4.5.1 Distribuição de retornos com um limite de perda L estabelecido a 70 pontos base
FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, "A Universal Performance Measure", The Finance Development Centre London.

Dado que já foi especificado um nível de retorno limite de perda L, pode-se fazer uma comparação ponderada de probabilidade de ganhos e perdas relativa a L, onde o ganho esperado, dado um retorno maior que L, é a quantidade pelo qual a esperança condicional $E(r \mid r \geq L)$ excede o limite de perda. Já a perda esperada, dado um retorno menor que L, é a quantidade pelo qual a esperança condicional $E(r \mid r \leq L)$ cai abaixo do limite de perda. Portanto, o ganho e perda esperados relativos ao limite de perda r = L são $g = E(r \mid r \geq L) - L$ e $l = L - E(r \mid r \leq L)$

respectivamente. Isto está ilustrado no Gráfico 4.5.2 que mostra a distribuição acumulada de retornos para os retornos do Gráfico 4.5.1.

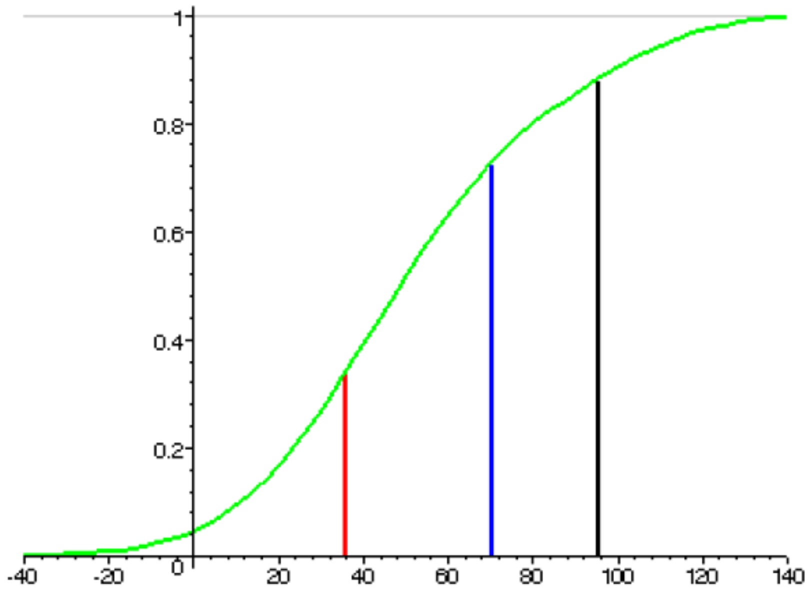

Gráfico 4.5.2 Distribuição acumulada de retornos com retornos esperados dado um retorno acima e abaixo de 70 pontos base.

FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

F é a função distribuição acumulada dos retornos dos ativos definida no intervalo [a,b] e r é o nível de retorno considerado como limite de perda, onde os retornos abaixo do limite de perda especificado são considerados como perda e os retornos acima como ganho.

Portanto a razão $\frac{g \times (1 - F(L))}{l \times F(L)}$ é uma medida da qualidade do investimento, que pode ser observada no Gráfico 4.5.3 como sendo a razão da área do retângulo superior e a área do retângulo inferior. Esta razão considera apenas uma possibilidade de ganho e perda particular, entretanto, se (a,b) é o intervalo de retornos possíveis, então ganhos e perdas de qualquer quantidade neste intervalo pode ocorrer com alguma probabilidade. Para levar isto em consideração, podemos generalizar nossa comparação inicial de ganhos e perdas considerando uma seqüência de ganhos e perdas e somá-los com seus pesos de probabilidade apropriados.

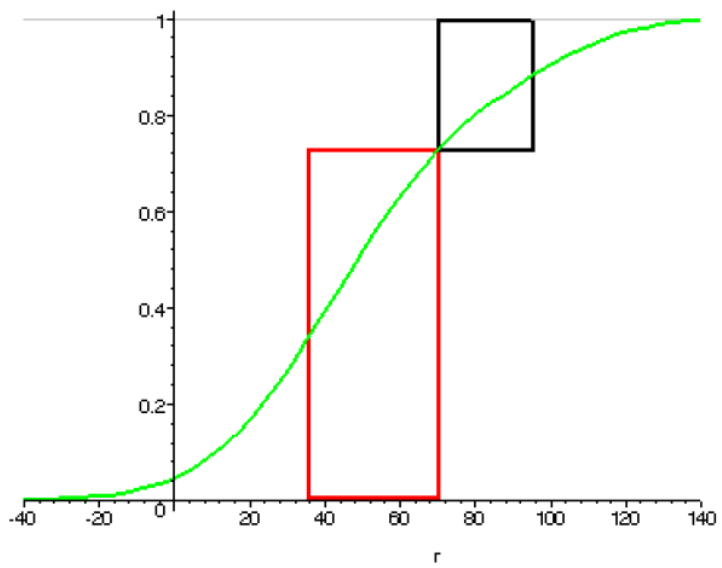

Gráfico 4.5.3 Probabilidade ponderada de ganhos e perdas relativos ao limite de perda de 70 pontos base. A razão da área entre o retângulo superior e o retângulo inferior é uma estimativa da qualidade de uma aposta em um retorno maior que 70 pontos base.
FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

Esta abordagem leva a um único caso limite à medida que se permite à unidade de ganho e perda tornar-se progressivamente menor, como pode ser ilustrado pelos gráficos 4.5.4 e 4.5.5.

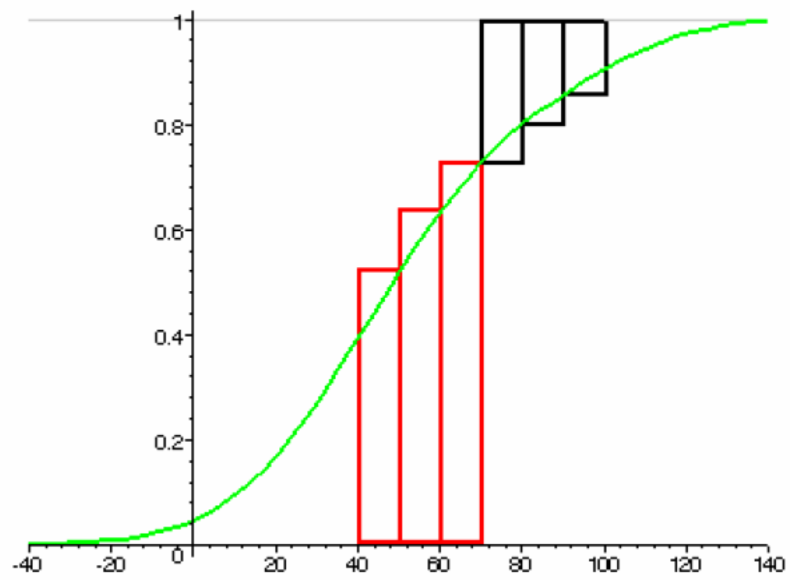

Gráfico 4.5.4 Reduzindo a unidade de ganho e perda refina a estimativa da qualidade da aposta.
FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

À medida que se permite a unidade de ganho e perda cair a zero e somar as probabilidades ponderadas de ganho, obtemos $I_2(70) = \int_{70}^{b} [1 - F(x)]dx$ no limite para o caso de um limite de perda de 70 pontos base. De forma análoga, a soma das probabilidades ponderadas de perda leva a $I_1(70) = \int_{a}^{70} F(x)dx$. A razão destes dois é uma medida da qualidade do investimento relativo a um retorno limite de perda de 70.

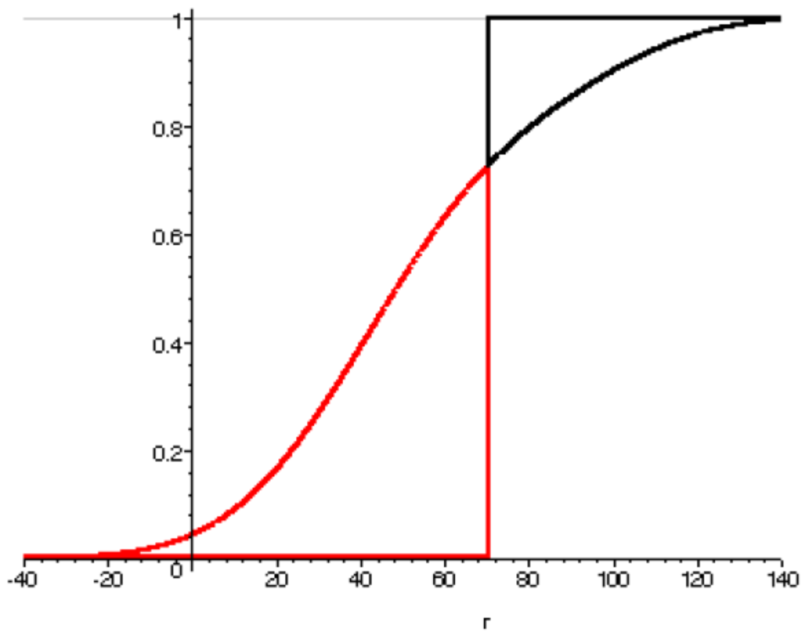

Gráfico 4.5.5 Limite quando a unidade de ganho e perda cai a zero. A razão entre a área superior e a área inferior é o ômega para um limite de perda de 70 $\Omega(70)$.

FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, "A Universal Performance Measure", The Finance Development Centre London.

A mesma construção que nos levou a esta razão pode ser repetida para qualquer nível de retorno de limite de perda r resultando na chamada função Ômega, que pode ser descrita como:

$$\Omega(r) = \frac{\int_{r}^{b} (1 - F(x))dx}{\int_{a}^{r} F(x)dx} \qquad (16)$$

Dado um limite de perda, um alto valor de ômega é preferível a um baixo valor. Do ponto de vista matemático Ômega é equivalente à própria distribuição de retornos e incorpora todos os seus momentos, senda a função Ômega uma função única monotonicamente decrescente da distribuição de retornos de [a,b] até (0,∞). Pode ser mostrado também, independente da distribuição de retornos, que Ômega assume o valor 1 quando r for igual à média da distribuição.

A função Ômega nos permite comparar retornos de diferentes ativos e ranqueá-los com base na magnitude de seus Ômegas. O ranqueamento irá depender do intervalo de retornos considerados e irá incorporar todos os efeitos dos momentos de ordem superior.

Os gráficos 4.5.6, 4.5.7 e 4.5.8 apresentam as funções Ômega para os modelos de distribuição de ativos apresentados na seção 4.4. Como o valor de Ômega no intervalo de retornos possíveis possui uma grande variação, iremos apresentar o gráfico a seguir no logaritmo natural de Ômega ao invés de Ômega.

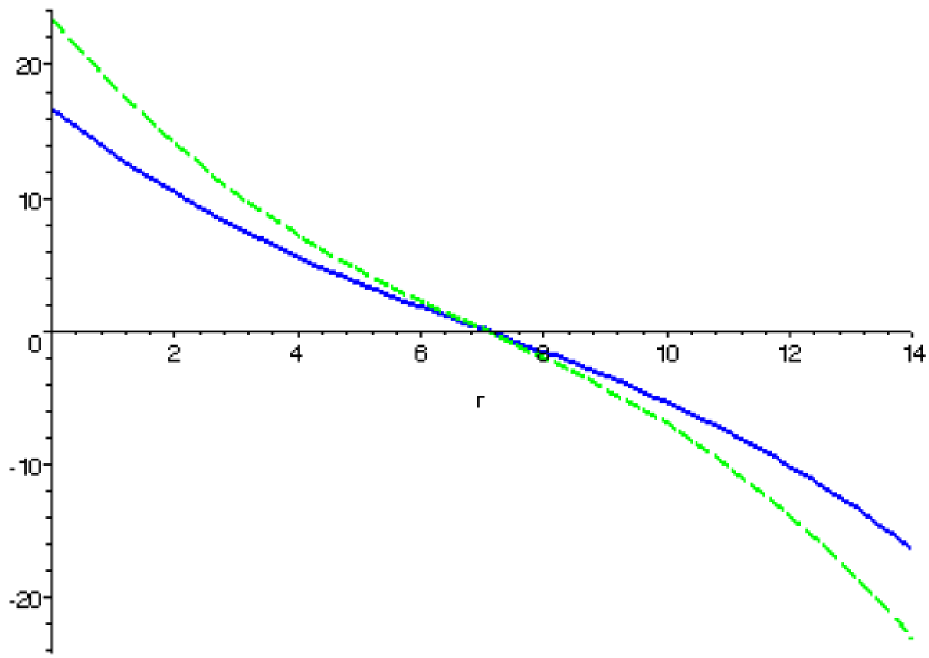

Gráfico 4.5.6 $\ln(\Omega(r))$ para o ativo A (pontilhado) e B (sólido).

FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

No gráfico 4.5.6 podemos observar que o ativo A, que tem mesma média e menor variância que B, é preferível para qualquer nível de retorno abaixo da média enquanto o ativo B é preferível para qualquer retorno acima da média.

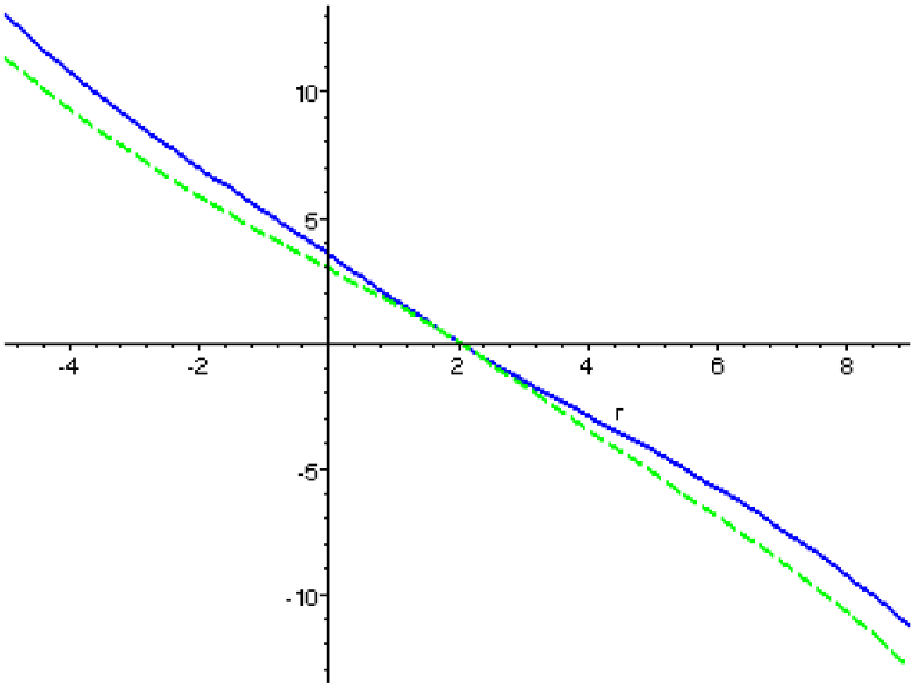

Gráfico 4.5.7 $\ln(\Omega(r))$ para o ativo C (pontilhado) e D (sólido).

FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, "A Universal Performance Measure", The Finance Development Centre London.

No gráfico 4.5.7 onde o ativo C e D possuem mesma média e variância e o ativo C tem assimetria negativa e D positiva, notamos que D é preferível ao ativo C para todos os níveis de retorno, exceto na média, onde são indiferentes.

No gráfico 4.5.8 o ativo E tem distribuição normal e o ativo F tem a mesma média, variância, simetria que o ativo E, porém tem um excesso de curtose. Podemos verificar que o ativo E é preferível para todos os níveis de retornos abaixo de 1,4 enquanto o ativo F é preferível para todos os retornos acima de 4,6. Entre 1,4 e a média dos retornos, o ativo F é preferível ao ativo E, e entre a média dos retornos e 4,6 o ativo E é preferível a F.

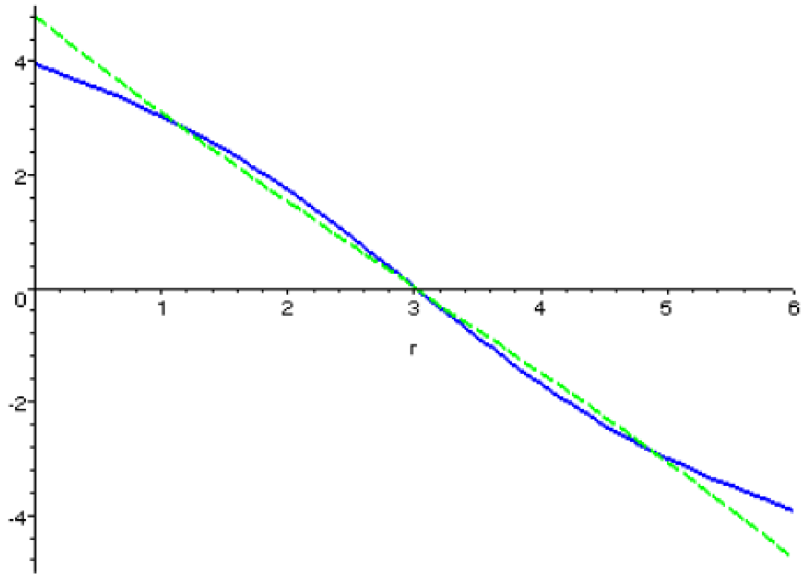

Gráfico 4.5.8 $\ln(\Omega(r))$ para o ativo E (pontilhado) e F (sólido).

FONTE: Keating, C. e Shadwick, W.F., 2002a, “A Universal Performance Measure”, The Finance Development Centre London.

Vimos, então, que a decisão de investimento em um ativo ou em outro utilizando a medida Ômega vai depender primeiramente na distribuição de retornos destes ativos. No exemplo onde os dois ativos têm as mesmas características diferenciando apenas na assimetria a decisão é simples, pois para qualquer benchmark um fundo será igual ou melhor que o outro.

Entretanto, para a maioria dos casos onde as distribuições de retornos dos ativos são bem diferentes, saber qual é o benchmark que o investidor utiliza para sua decisão é essencial na escolha de qual fundo investir. E medidas mais simples, que utilizam apenas a média e variância para se avaliar o desempenho de um ativo, para determinados *benchmarks* podem gerar uma avaliação errônea da ordem de preferência entre ativos.

Capítulo V - Metodologia

5.1 Dados

Para se fazer este estudo, foram utilizados dados de cota dos Fundos de Investimentos Multimercados de Renda Variável com Alavancagem abertos e não exclusivos. Os dados de cota destes fundos foram coletados no banco de dados da ANBID.

Dentre os Fundos de Investimentos Multimercados de Renda Variável com Alavancagem selecionados, foram utilizados para a análise somente aqueles fundos que durante um determinado intervalo de 4 anos já fossem fundos constituídos e ainda não tivessem sido encerrados. O período escolhido foi de 01 de julho de 2001 a 30 de junho de 2005, de forma que faremos uma análise de performance *in-sample* para o primeiro ano e depois uma análise de performance *out-of-sample* para o ano seguinte. Este processo será realizado ano a ano, ou seja, para diferentes janelas. Realizada esta seleção, a amostra ficou com 91 fundos e 1016 dados de retornos diários para cada fundo.

Se levarmos em consideração que diferentes investidores têm horizontes de investimentos diferentes, é necessário que façamos estes testes com janelas diferentes a um ano. Portanto, estes testes também serão feitos para janelas de 6 meses, englobando investidores que reavaliam seus investimentos no curto prazo e investidores que reavaliam seus investimentos em um prazo mais longo.

Como o nosso objetivo é obter os dados de retorno dos fundos, primeiro, utilizamos os valores diários de cotas dos fundos, e calculamos o retorno diário como o logaritmo neperiano da divisão da cota em t_0 pela cota em t_{-1}. Em seguida, calculamos a média e o desvio padrão para o período desejado, pois estas estatísticas serão utilizadas nos cálculos das medidas. As médias e os desvios-padrão para os 4 anos dos fundos selecionados podem ser vistos na Tabela 5.1.1.

Tabela 5.1.1
Estatística Descritiva da Amostra

Cod ANBID	Média dos Retornos (% a.a.)	Desvio Padrão dos Retornos (% a.a.)	Cod ANBID	Média dos Retornos (% a.a.)	Desvio Padrão dos Retornos (% a.a.)
016705	18,95	10,91	073652	22,58	2,95
017477	17,13	4,43	070815	24,18	4,80
019062	18,64	1,60	070890	20,08	2,04
019283	17,13	1,42	071072	17,65	3,77
022462	18,54	2,81	071218	16,91	1,72
022500	22,26	3,83	071927	14,59	1,16
022780	18,39	1,12	073751	16,23	1,09
023078	17,74	0,23	073873	20,00	3,50
023450	18,93	4,42	075280	26,67	9,43
023868	19,08	3,25	075361	15,91	2,81
024211	19,06	3,39	075442	22,15	2,67
025712	19,80	2,42	077739	18,60	4,02
027537	18,51	5,33	079049	25,10	15,64
032409	18,95	3,60	080098	18,39	1,12
038318	13,90	1,93	080705	18,25	2,84
040061	18,65	1,73	080731	20,40	4,59
040177	27,36	9,53	084441	19,89	2,26
041459	-13,98	28,36	085545	18,05	1,10
042651	19,88	2,22	085952	20,39	3,20
044776	17,90	0,41	086861	17,93	2,15
047430	17,36	2,39	086991	16,91	1,15
047759	18,19	1,26	087041	18,38	1,12
049581	15,92	2,80	087874	11,77	10,84
049999	18,12	0,60	080527	18,69	1,68
050083	18,54	2,71	088285	22,23	5,31
051217	20,57	3,54	059171	18,91	2,07
058092	21,02	2,80	090468	27,35	9,52
053899	18,06	2,48	090530	22,71	3,07
054471	18,74	1,41	090719	27,36	7,08
055905	21,00	3,39	091480	19,17	2,43
058114	18,67	2,03	092304	17,99	1,28
058122	19,24	2,04	093432	18,31	1,73
058191	21,89	3,87	093459	19,31	4,00
092010	17,13	0,99	095141	19,20	2,07
059773	20,34	3,11	012092	16,92	0,71
066478	17,90	0,90	014974	17,87	0,70
060781	20,25	2,26	015881	18,52	1,81
061077	15,65	1,72	018147	18,12	0,76
075752	15,09	14,91	018171	19,80	1,97
066575	18,34	1,40	020699	16,74	1,28
066583	17,87	5,67	026638	17,73	1,10
067849	18,57	1,65	079227	18,07	1,19
067881	18,32	2,04	111971	20,91	1,31
068306	27,37	7,14	079545	17,34	1,65
068675	19,90	3,16	114960	19,09	5,20
069817	17,78	4,20	**MËDIA**	**18,81**	**3,49**

Fonte: ANBID

O teste realizado para verificar a normalidade da distribuição de retornos dos fundos de investimento foi o Jarque-Bera que se baseia nas estatísticas de assimetria e curtose. Uma estatística Jarque-Bera de 0 indica que a distribuição tem uma assimetria de 0 e uma curtose de 3, e, portanto pode ser considerada como uma distribuição normal. Distribuições com assimetria diferente de zero e curtose diferente de 3 geram grandes valores de Jarque-Bera.

Para o intuito deste trabalho é interessante que os fundos selecionados não possuem distribuição normal, pois deste modo poderemos distinguir melhor os resultados obtidos com os cálculos das medidas. Como vimos anteriormente, para uma distribuição normal, as medidas possuem o mesmo critério de avaliação, entretanto, para outras distribuições este critério não é o mesmo, pois algumas medidas conseguem capturar outros momentos da distribuição.

Como podemos analisar pela Tabela 5.1.2, a estatística Jarque-Bera de todos os fundos analisados foi bastante superior a zero, o que indica que podemos afirmar que, a um nível de significância de 5%, nenhum fundo tem uma distribuição relativamente próxima a uma distribuição normal.

Isto indica que a amostra utilizada é uma boa amostra para os testes que propusemos a fazer, pois os fundos multimercados com renda variável com alavancagem se aproximam do que é conhecido como *hedge funds*, no que diz respeito, pelo menos, ao fato de a distribuição de seus retornos estarem longe de seguir uma distribuição normal.

Este resultado é significante para o trabalho, pois como as distribuições dos fundos analisados não seguem uma distribuição normal, poderemos capturar outros momentos da distribuição, como assimetria e curtose, além de momentos de ordem superior, como é o foco da medida Ômega.

Com o resultado desta estatística já podemos concluir que a utilização de medidas que se baseiam somente na análise da média e variância de uma distribuição para avaliar o desempenho de hedge funds é uma forma simplificadora de avaliação.

Tabela 5.1.2
Teste de Jarque-Bera

Cod ANBID	Jarque-Bera	Cod ANBID	Jarque-Bera
016705	225	073652	955
017477	3.153	070815	1.375
019062	50.051	070890	2.282
019283	16.251.032	071072	2.288.199
022462	38.397	071218	1.690.377
022500	10.142	071927	58.092
022780	1.305	073751	1.843
023078	2.506	073873	3.958
023450	3.149	075280	7.125
023868	1.377	075361	112.442
024211	2.285	075442	41.443
025712	10.198	077739	24.685
027537	607.669	079049	308.912
032409	28.335	080098	1.303
038318	22.550	080705	27.972
040061	374	080731	162.172
040177	6.845	084441	494
041459	60.413	085545	28.349
042651	500	085952	9.996
044776	225.443	086861	3.465.768
047430	3.539	086991	10.915.342
047759	9.127	087041	1.311
049581	112.543	087874	35.555.389
049999	603.045	080527	17.156
050083	450	088285	935.699
051217	11.453	059171	666
058092	10.302	090468	6.851
053899	12.834	090530	2.288
054471	1.607	090719	801
055905	39.511	091480	7.607
058114	18.759	092304	51.249
058122	18.561	093432	815
058191	21.830	093459	18.711
092010	1.534	095141	10.257
059773	5.414	012092	4.697
066478	969	014974	2.911
060781	287	015881	2.945
061077	1.664.979	018147	4.150
075752	10.196	018171	3.341
066575	800	020699	2.499
066583	9.170.825	026638	55.291
067849	677	079227	50.536
067881	18.619	111971	2.839
068306	789	079545	17.254
068675	10.445	114960	19.488
069817	1.850		

5.2 Cálculo das Medidas

Para se calcular as medidas de avaliação de desempenho é necessário que se estabeleça um *benchmark*, que pode ser interpretado como um parâmetro que o investidor observa para comparar a rentabilidade do seu investimento. Há diferentes tipos de investidores em relação à percepção ao risco, alguns têm uma percepção de perda se o retorno do seu investimento for negativo, outros se o retorno do seu investimento for inferior ao custo de oportunidade.

Para alguns investidores, sua percepção de perda é quando o retorno do seu investimento é negativo, ou seja, este teve prejuízo, perdendo seu dinheiro investido. Já outros investidores, levam em consideração o custo de oportunidade, desejando que o retorno de seu investimento supere o retorno de um investimento livre de risco. Como, na realidade, não temos este investimento que seja completamente livre de risco, pode-se adotar, como uma aproximação, a poupança, o CDI, entre outros.

Neste trabalho iremos trabalhar com três tipos de investidores que se diferenciam pelo nível (*benchmark*) ao qual um retorno inferior a este nível gera uma percepção de perda:

- **Investidor A:** sua percepção de perda é quando o retorno do seu investimento é negativo. Neste caso iremos adotar como benchmark o nível de retorno igual a **Zero.**

- **Investidor B**: sua percepção de perda é quando o retorno do seu investimento é inferior ao custo de oportunidade. Para este investidor o custo de oportunidade é o retorno gerado pela **Poupança**.

- **Investidor C**: semelhante ao investidor B sua percepção de perda também é quando o retorno do seu investimento é inferior ao custo de oportunidade. Porém seu custo de oportunidade é a taxa média de retorno dos fundos de curto prazo que pode ser mimetizada pelo retorno do CDI menos a taxa média de administração destes fundos. Para efeito de simplificação, iremos denominar o *benchmark* CDI menos taxa de administração apenas como *benchmark* **CDI**.

A análise realizada neste trabalho irá comparar cada medida dentro do mesmo *benchmark*. Por isso não é intuito deste trabalho utilizar um *benchmark* que seja o mais próximo da realidade de percepção do investidor, mas sim testar para vários benchmarks, tentando verificar se os resultados são consistentes, independente do *benchmark* utilizado.

Como vimos, os benchmarks escolhidos foram Zero, CDI menos taxa de administração, e Poupança. Portanto iremos utilizar três benchmarks para cada medida, denominado-as:

- Sharpe 0, Sharpe CDI e Sharpe Poup
- Sortino 0, Sortino CDI e Sortino Poup
- Ômega 0, Ômega CDI e Ômega Poup

5.3 Diferença no Ranqueamento

Após o cálculo das medidas, é feito o ranqueamento dos fundos de acordo com o valor calculado por cada medida para cada benchmark. Para saber se o ranque de fundos originado por uma medida é parecido ou não com o ranque originado por outra medida iremos utilizar o Coeficiente de Correlação de Ranque de Spearman.

Este coeficiente é uma medida não paramétrica de correlação que avalia o quão bem uma função monotônica arbitrária pode descrever a relação entre duas variáveis, sem fazer nenhuma premissa sobre a distribuição de freqüência das variáveis. A vantagem deste coeficiente de correlação é que este pode ser usado para medir variáveis ordinais, que é o nosso caso.

A comparação é feita sempre dois a dois, portanto, iremos comparar primeiro o ranque determinado por Sharpe e Sortino, depois por Sharpe e Ômega, e por último por Sortino e Ômega. Para efetuar seu cálculo, primeiramente os valores encontrados com o cálculo das medidas devem ser transformados em ranque. Segundo, para cada fundo, calculamos a diferença entre o ranque determinado por duas medidas. A equação do Coeficiente de Correlação de Ranque de Spearman (ρ) é a seguinte:

$$\rho = 1 - \frac{6\Sigma D^2}{N(N^2 - 1)} \qquad (17)$$

onde: D é a diferença entre os ranques dos valores correspondentes de cada fundo
N é o número de pares de valores

Quanto mais próximo de um é o coeficiente de correlação, mais parecidos são os ranques, e quanto mais próximo de zero é o coeficiente de correlação, mais diferentes são os ranques.

5.4 Poder de Previsibilidade

Depois de calculadas todas as medidas, usando os três *benchmarks* escolhidos para todos os períodos, estamos interessados em saber o poder de previsibilidade das medidas. Para isto iremos fazer dois testes, cada um utilizando uma metodologia de formação da carteira diferente. A primeira é a carteira long/short e a segunda é a carteira com os 10 melhores fundos.

Para a formação da carteira long/short, primeiro classificamos os fundos de acordo com o valor da medida em questão encontrado no primeiro período. Partimos, então, do pressuposto de que o investidor pudesse vender (short) os 10 piores fundos de acordo com aquela medida e comprar (long) os 10 melhores fundos de acordo com a mesma medida.

Desta forma, se no final do período a carteira long/short ofereceu um retorno médio positivo, significa que o retorno médio gerado pela carteira com os 10 melhores fundos foi maior que o retorno médio gerado da carteira com os 10 piores fundos. Já no caso do retorno do portfólio ser negativo significa que o retorno da carteira com os 10 piores fundos excedeu o retorno da carteira com os 10 melhores fundos

Portanto, o investidor montaria a cada período uma carteira short nos 10 piores fundos e long nos 10 melhores fundos. Passado o primeiro período, o investidor avaliaria a medida de desempenho do fundo durante o primeiro período e montaria a carteira. No período seguinte, este esperaria que a sua carteira fosse a que gerasse o maior retorno durante o segundo período. Terminado o segundo período, o investidor avaliaria a medida de desempenho dos fundos no segundo período, e rabalancearia sua carteira. Este processo é feito para todos os períodos, de modo que o investidor possua sempre a carteira que, possivelmente, lhe traria o maior retorno acumulado.

O outro método de formação da carteira utilizado neste trabalho é a compra dos 10 melhores fundos. Esta carteira também é rebalanceada a cada período e no final de todo o período temos o retorno médio da carteira para cada medida e benchmark

Para um mesmo *benchmark*, cada medida de desempenho leva a uma composição diferente da carteira em cada período. Se compararmos o retorno acumulado de cada carteira para o mesmo benchmark, podemos concluir que a carteira que obteve o maior retorno acumulado foi composta utilizando-se a medida com maior poder de previsibilidade. Isto porque a utilização desta medida nos proporcionaria uma melhor avaliação do desempenho passado dos fundos, fazendo com que o investidor faça a melhor escolha de sua carteira para gerar um maior retorno futuro.

Para comprovarmos se uma media é realmente a com maior poder de previsibilidade, o teste é feito utilizando mais de um benchmark, e mais de uma janela de tempo diferente representando horizontes diferentes do investidor. Utilizamos os benchmarks Zero, CDI menos Taxa de Administração e Poupança. E as janelas de tempo utilizadas foram as janelas anuais e semestrais.

Se uma medida conseguir superar as outras em todos os horizontes de tempo e em todos os benchmarks, com um nível de significância considerável, podemos concluir que esta medida tem o melhor poder de previsibilidade.

Para confirmarmos também que a escolha desta medida para avaliar o desempenho dos fundos não é aleatória, iremos, também, comparar o retorno acumulado da carteira formada por esta medida com o retorno acumulado médio de todos os fundos. Com isso, buscamos demonstrar que escolher fundos sem uma prévia avaliação de sua performance não é uma estratégia melhor que se utilizar tais medidas para avaliação do investimento a ser feito.

Capítulo VI - Resultados

6.1 Diferença no Ranqueamento

Os testes realizados calculando os Coeficientes de Correlação de Ranque de Spearman compararam os ranques obtidos de cada medida para cada benchmark e utilizando os resultados obtidos tanto com a janela anual quanto com a janela semestral.

Os resultados obtidos mostram que na maioria das vezes o ranqueamento é bem parecido, principalmente, ao se comparar o ranqueamento utilizando o Índice de Sharpe e o Índice Sortino. O ranqueamento originado pela medida Ômega é o que mais se distancia dos ranqueamentos das outras medidas. Estes resultados podem ser observados nas Tabelas 6.1.1 a 6.1.6.

Esta diferença no ranqueamento do Ômega já era esperada, pois esta medida não leva em consideração os parâmetros da distribuição, como faz as duas outras medidas, e sim a própria distribuição.

Para a janela anual ao se utilizar o benchmark Zero (Tabela 6.1.1), observamos que para os anos 1 e 4 todas as medidas tiveram um coeficiente de correlação acima de 0,9, e podemos perceber ao analisar os anos 2 e 3 que a medida Ômega, ao se comparar com as outras duas medidas, é a que origina um ranqueamento mais diferente.

Ainda na janela anual, mas agora com o benchmark CDI (Tabela 6.1.2), notamos que para todos os anos todas as comparações originaram um coeficiente acima de 0,9 e para o ano 3 a comparação entre os ranqueamentos originados por Sharpe e Sortino gerou um coeficiente bem próximo a 1, ou seja, os ranques gerados pelas duas medidas foram praticamente iguais.

Tabela 6.1.1
Coeficiente de Correlação de Spearman
Benchmark Zero - Janela Anual

Zero - Ano 1

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,97
Sortino	0,98	1,00	0,94
Ômega	0,97	0,94	1,00

Zero - Ano 2

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,97	0,68
Sortino	0,97	1,00	0,68
Ômega	0,68	0,68	1,00

Zero - Ano 3

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,75
Sortino	0,98	1,00	0,77
Ômega	0,75	0,77	1,00

Zero - Ano 4

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,93
Sortino	0,99	1,00	0,94
Ômega	0,93	0,94	1,00

Tabela 6.1.2
Coeficiente de Correlação de Spearman
Benchmark CDI - Janela Anual

CDI - Ano 1

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,98
Sortino	0,99	1,00	0,96
Ômega	0,98	0,96	1,00

CDI - Ano 2

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,96	0,95
Sortino	0,96	1,00	0,97
Ômega	0,95	0,97	1,00

CDI - Ano 3

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	1,00	0,98
Sortino	1,00	1,00	0,97
Ômega	0,98	0,97	1,00

CDI - Ano 4

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,96
Sortino	0,99	1,00	0,97
Ômega	0,96	0,97	1,00

Na janela anual e benchmark Poupança (Tabela 6.1.3), apesar das diferenças não serem muito grandes, confirmamos que ainda assim, a medida Ômega é a que mais se distancia das outras.

Tabela 6.1.3
Coeficiente de Correlação de Spearman
Benchmark Poupança - Janela Anual

Poup - Ano 1	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,96
Sortino	0,98	1,00	0,93
Ômega	0,96	0,93	1,00

Poup - Ano 2	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,96	0,83
Sortino	0,96	1,00	0,79
Ômega	0,83	0,79	1,00

Poup - Ano 3	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,97	0,86
Sortino	0,97	1,00	0,87
Ômega	0,86	0,87	1,00

Poup - Ano 4	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,96
Sortino	0,99	1,00	0,96
Ômega	0,96	0,96	1,00

Para a janela semestral, os resultados são semelhantes aos encontrados na janela anual. Para o *benchmark* Zero (Tabela 6.1.4), o semestre 5 foi o que obteve o resultado da medida Ômega mais diferente em relação às outras medidas, apresentando um coeficiente de correlação de apenas 0,64 em relação ao Índice de Sortino e 0,57 em relação ao Índice de Sharpe.

Já no primeiro semestre os ranques entre as medidas são bastante parecidos, onde o menor coeficiente de correlação é 0,97 entre o Índice de Sharpe e as duas outras medidas.

Tabela 6.1.4
Coeficiente de Correlação de Spearman
Benchmark Zero - Janela Semestral

Zero - Semestre 1	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,97	0,97
Sortino	0,97	1,00	0,98
Ômega	0,97	0,98	1,00

Zero - Semestre 2	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,97
Sortino	0,98	1,00	0,95
Ômega	0,97	0,95	1,00

Zero - Semestre 3	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,61
Sortino	0,98	1,00	0,66
Ômega	0,61	0,66	1,00

Zero - Semestre 4	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,94	0,60
Sortino	0,94	1,00	0,66
Ômega	0,60	0,66	1,00

Zero - Semestre 5	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,57
Sortino	0,98	1,00	0,64
Ômega	0,57	0,64	1,00

Zero - Semestre 6	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,80
Sortino	0,99	1,00	0,81
Ômega	0,80	0,81	1,00

Zero - Semestre 7	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,95	0,74
Sortino	0,95	1,00	0,79
Ômega	0,74	0,79	1,00

Zero - Semestre 8	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,81
Sortino	0,99	1,00	0,83
Ômega	0,81	0,83	1,00

Para a janela semestral e *benchmark* CDI (Tabela 6.1.5), para todos os semestres os ranqueamentos foram bem parecidos, apenas no semestre 4 obtivemos um coeficiente de correlação inferior a 0,9, entre o Índice de Sharpe e a medida Ômega. Nos semestres 2, 4 e 8, obtivemos coeficientes de correlação bem próximos a 1, entre os Índices de Sharpe e Sortino.

Tabela 6.1.5
Coeficiente de Correlação de Spearman
Benchmark CDI - Janela Semestral

CDI - Semestre 1

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,96	0,95
Sortino	0,96	1,00	0,98
Ômega	0,95	0,98	1,00

CDI - Semestre 2

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	1,00	0,98
Sortino	1,00	1,00	0,98
Ômega	0,98	0,98	1,00

CDI - Semestre 3

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,97
Sortino	0,99	1,00	0,97
Ômega	0,97	0,97	1,00

CDI - Semestre 4

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,95	0,89
Sortino	0,95	1,00	0,94
Ômega	0,89	0,94	1,00

CDI - Semestre 5

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,95
Sortino	0,98	1,00	0,94
Ômega	0,95	0,94	1,00

CDI - Semestre 6

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	1,00	0,92
Sortino	1,00	1,00	0,92
Ômega	0,92	0,92	1,00

CDI - Semestre 7

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,95	0,93
Sortino	0,95	1,00	0,96
Ômega	0,93	0,96	1,00

CDI - Semestre 8

	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	1,00	0,93
Sortino	1,00	1,00	0,92
Ômega	0,93	0,92	1,00

Finalmente, para a janela semestral e *benchmark* Poupança (Tabela 6.1.6), o semestre 4 foi o que obteve o menor coeficiente de correlação inferior a 0,69 entre o Índice de Sharpe e a medida Ômega. E o primeiro semestre foi o que obteve os maiores coeficientes de correlação, sendo o menor de 0,97 entre os Índices de Sharpe e Sortino.

Tabela 6.1.6
Coeficiente de Correlação de Spearman
Benchmark Poupança - Janela Semestral

Poup - Semestre 1			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,97	0,98
Sortino	0,97	1,00	0,98
Ômega	0,98	0,98	1,00

Poup - Semestre 2			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,98	0,97
Sortino	0,98	1,00	0,94
Ômega	0,97	0,94	1,00

Poup - Semestre 3			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,69
Sortino	0,99	1,00	0,71
Ômega	0,69	0,71	1,00

Poup - Semestre 4			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,94	0,68
Sortino	0,94	1,00	0,74
Ômega	0,68	0,74	1,00

Poup - Semestre 5			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,75
Sortino	0,99	1,00	0,76
Ômega	0,75	0,76	1,00

Poup - Semestre 6			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,83
Sortino	0,99	1,00	0,84
Ômega	0,83	0,84	1,00

Poup - Semestre 7			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,95	0,89
Sortino	0,95	1,00	0,95
Ômega	0,89	0,95	1,00

Poup - Semestre 8			
	Sharpe	Sortino	Ômega
Sharpe	1,00	0,99	0,91
Sortino	0,99	1,00	0,92
Ômega	0,91	0,92	1,00

Podemos concluir, portanto, que no geral, as medidas não geram um mesmo ranqueamento para a amostra de fundos utilizada. E que, como esperávamos, a medida Ômega é a que gera um ranqueamento mais diferente das demais medidas. Dado, então, que cada medida gera um ranqueamento diferente, nos resta saber qual seria a mais aconselhável para um investidor utilizar, ou seja, qual traria um retorno maior para o investidor.

6.2 *Retorno das Carteiras*

Primeiro, iremos apresentar os resultados dos retornos médios das carteiras formadas utilizando o método de formação da carteira long/short. O retorno desta carteira long/short é o quanto a carteira formada pelos 10 melhores fundos superou ou foi inferior ao retorno da carteira dos 10 piores fundos.

Tabela 6.3.1
Retorno Anual da Carteira Long/Short
Balanceamento Anual

	Zero	CDI	Poupança
Sharpe	-4,48%	-1,78%	-4,20%
Sortino	-3,15%	-1,46%	-3,45%
Ômega	1,46%	-1,92%	1,19%

Ao se utilizar o período de um ano para o rebalanceamento da carteira, podemos ver que as carteiras formadas com base nos resultados dos índices de Sharpe e Sortino, geraram um retorno negativo para todos os benchmarks. A única medida que ao ser utilizada conseguiu formar uma carteira com os 10 melhores fundos com retorno maior que os 10 piores fundos foi a media Ômega.

Entretanto, isso só aconteceu para os benchmarks Zero e Poupança. Para o benchmark CDI, além de a medida Ômega gerar um retorno para a carteira negativo, este retorno foi o menor entre todas as medidas.

Pode-se concluir que, no geral, para esta carteira e janela de tempo, o Índice de Sharpe foi o que apresentou o pior poder de previsibilidade, enquanto o Ômega foi o que gerou melhores resultados.

Tabela 6.3.2
Retorno Anual da Carteira Long/Short
Balanceamento Semestral

	Zero	CDI	Poupança
Sharpe	-0,16%	-1,01%	-0,96%
Sortino	0,78%	-1,11%	0,39%
Ômega	0,90%	4,12%	1,86%

Para a janela de rebalanceamento semestral, a carteira long/short formada utilizando o Índice de Sharpe continua apresentando retornos negativos para todos os benchmarks, por outro lado, a media Ômega gerou retornos positivos para a carteira para todos o benchmarks. Sendo que, o retorno da carteira formada pela media Ômega foi maior que o retorno das carteiras formadas pelas outras medidas em todos os benchmarks.

Para o método de formação da carteira a partir dos 10 melhores fundos, para saber qual a medida que tem o melhor poder de previsibilidade basta apenas comparar, para cada benchmark, qual a medida que gerou um maior retorno médio anual da carteira.

Para a janela de tempo anual observamos que a carteira formada com base no Índice de Sharpe teve o menor retorno para os benchmarks Zero e Poupança, enquanto que para o benchmark CDI a pior carteira foi a formada com base no Índice Sortino.

Tabela 6.3.3
Retorno Anual da Carteira 10 Melhores
Balanceamento Anual

	Zero	CDI	Poupança
Sharpe	17,14%	17,83%	17,03%
Sortino	18,26%	17,61%	18,09%
Ômega	18,48%	17,18%	18,27%

A medida Ômega, novamente, obteve o maior poder de previsibilidade, pois conseguiu gerar o melhor retorno médio anual dentre as medidas para todos os benchmarks.

Tabela 6.3.4
Retorno Anual da Carteira 10 Melhores
Balanceamento Semestral

	Zero	CDI	Poupança
Sharpe	18,04%	18,24%	17,13%
Sortino	18,13%	18,19%	18,13%
Ômega	18,41%	18,71%	18,39%

Para a janela semestral, os resultados se mantiveram, sendo o Índice de Sharpe a medida com o pior poder de previsibilidade e a medida Ômega com os melhores resultados para todos os benchmarks.

Entretanto, se compararmos todos estes retornos médios gerados pela carteira formada pelos 10 melhores fundos com o retorno médio de todas os fundos, podemos notar que praticamente todas as carteiras com todos os benchmarks obtiveram um retorno anual médio menor que o retorno anual médio de todos os fundos.

Tabela 6.3.5
Retorno Anual da Carteira em Comparação à Média
Balanceamento Anual

	Zero	CDI	Poupança
Sharpe	-2,30%	-1,52%	-2,42%
Sortino	-1,32%	-1,73%	-1,35%
Ômega	-0,58%	-1,19%	-0,81%

Pode-se notar que mesmo que a maioria das carteiras gerou um retorno médio anual abaixo do retorno médio anual de todos os fundos, as carteiras formadas baseadas na medida Ômega foram as que obtiveram retornos mais próximos da média de retornos de todos os fundos.

Tabela 6.3.6
Retorno Anual da Carteira em Comparação à Média
Balanceamento Semestral

	Zero	CDI	Poupança
Sharpe	-0,70%	-0,38%	-1,27%
Sortino	-0,60%	-0,45%	-0,47%
Ômega	-0,32%	0,30%	-0,23%

6.3 Testes de Significância

Para alguns resultados, conseguimos realizar testes para ver se a diferença entre as médias de retornos das carteiras formadas pelas medidas é estatisticamente significante.

O primeiro resultado que podemos comparar é a média de retornos da carteira formada pelos 10 melhores fundos. A comparação é feita entre pares de medidas e para cada benchmark tenho três comparações quando há o rebalanceamento anual e mais três para o rebalanceamento semestral.

Tabela 6.3.1
Teste de Significância para Diferença de Médias
Média da Carteira 10 Melhores - Balanceamento Anual

	t - test				
	Zero		CDI	Poup	
Omega - Sharpe	1,4905	*	(0,5555)	1,3710	*
Omega - Sortino	0,4276		(0,3736)	0,3050	
Sortino - Sharpe	1,1757		(0,1531)	1,0923	

Obs: *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%

Ao observar a Tabela 6.2.3, notamos que para os benchmarks zero e poupança, a medida que gera uma carteira com maior retorno é a medida Ômega, seguida pelo Índice de Sortino e por último o Índice de Sharpe. Já para o benchmark CDI ocorre o inverso, onde a carteira formada pelo Índice de Sharpe gera um maior retorno e a carteira formada pela medida Ômega gera o menor retorno.

Como o teste de significância foi feito fazendo as seguintes diferenças de médias - Ômega menos Sharpe, Ômega menos Sortino e Sortino menos Sharpe – pode-se observar pela Tabela 6.3.1 que as estatísticas t para o benchmark CDI são negativas.

Apenas dois dos resultados destes testes deram significativos, e apenas a 10% de significância. Podemos concluir, portanto, que ao nível de significância de 10%, a medida ômega gera carteiras com os 10 melhores fundos com uma média de retorno maior que da carteira formada utilizando o Índice de Sharpe, para os benchmarks zero e poupança.

Para as carteiras formadas com rebalanceamento dos fundos semestralmente, praticamente para todos os benchmarks, segue a seqüência da carteira Ômega sendo a com maior retorno e a carteira Sharpe de menor retorno, menos para o benchmark CDI que a carteira Sortino teve um desempenho inferior ao Sharpe (Tabela 6.2.4).

Os testes de significância para as carteiras rebalanceadas semestralmente geraram um teste t negativo para o benchmark CDI devido ao resultado descrito no parágrafo acima. Novamente, apenas dois destes testes foram estatisticamente significativos. O retorno médio da carteira Ômega foi maior, a um nível de significância de 10%, da carteira Sortino para o benchmark CDI e da carteira Sharpe para o benchmark poupança (Tabela 6.3.2)

Tabela 6.3.2
Teste de Significância para Diferença de Médias
Média da Carteira 10 Melhores - Balanceamento Semestral

	t - test		
	Zero	CDI	Poup
Omega - Sharpe	1,0053	1,2333	1,5889 *
Omega - Sortino	0,8770	1,5244 *	0,5920
Sortino - Sharpe	0,2176	(0,1667)	1,3274

Obs: *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%

Podemos, também, fazer este mesmo teste de significância para diferença de médias utilizando outro critério. Para cada medida foram formadas seis carteiras diferentes:

- Rebalanceamento Anual – Benchmark Zero
- Rebalanceamento Anual – Benchmark CDI
- Rebalanceamento Anual – Benchmark Poupança
- Rebalanceamento Semestral – Benchmark Zero
- Rebalanceamento Semestral – Benchmark CDI
- Rebalanceamento Semestral – Benchmark Poupança

Iremos, então, comparar a média dos retornos médios destas 6 carteiras de uma medida com a média dos retornos médios das 6 carteiras de outra medida. Como temos três medidas nos dão três comparações. Podemos fazer isto para as carteiras long/short, carteiras 10 maiores e carteiras comparadas com a média total dos fundos.

Como podemos observar pela Tabela 6.3.3, apenas três destes testes de significância não foram significativos. O melhor resultado foi ao se comparar as carteiras long/short Ômega e Sharpe, onde essa diferença das médias dos retornos foi significante a 1%. A medida Ômega comparada ao Sharpe gerou retornos maiores para todos os tipos de carteiras, a uma significância de 5%.

Tabela 6.3.3
Teste de Significância para Diferença de Médias
Média das Carteiras

	t - test					
	Long/Short		10 Maiores		Comp. Média	
Omega - Sharpe	3,1044	***	2,1858	**	2,4182	**
Omega - Sortino	2,4388	**	0,7156		1,6891	*
Sortino - Sharpe	0,7420		2,1301	**	1,0921	

Obs: *** significante a 1%, ** significante a 5%, * significante a 10%

Com estes resultados, pudemos observar que ao se utilizar a medida Ômega para formação de carteiras foi possível gerar carteiras que no período seguinte tiveram retornos médios superiores aos das carteiras formadas por outras medidas. Este resultado se manteve para escolha de diferentes benchmarks e diferentes métodos de formação da carteira.

Entretanto, nem todos estes resultados de desempenho superior da medida Ômega foram estatisticamente significantes. Mas nenhuma outra medida teve um desempenho superior significativo que a medida Ômega, para nenhuma das variações de formação de carteiras utilizadas.

Dado isto, podemos concluir que dentre as medidas testadas, a medida Ômega é a que, na maioria das vezes, melhor indica ao investidor em quais fundos este deve investir para obter um retorno maior no futuro. Mesmo que os resultados não confirmem que o seu desempenho é consistentemente melhor, ainda sim este é melhor que o desempenho das outras medidas na maioria das variações que utilizamos para formação de carteiras.

Capítulo VII – Conclusão

A avaliação de performance dos fundos de investimentos é feita, ainda hoje, principalmente, utilizando-se o Índice de Sharpe. Este índice utiliza-se apenas da média e variância da distribuição de retornos dos fundos para avaliar a relação risco e retorno destes fundos. Para tal, assume-se a premissa que a distribuição de retornos dos fundos segue uma distribuição normal ou que a função de utilidade do investidor é quadrática.

Sabe-se que estas duas premissas não são realistas, pois a maioria dos fundos, como os *hedge funds*, não segue uma distribuição normal e a função utilidade do investidor não é quadrática, pois isto implicaria em saciedade. Para se fazer uma avaliação de performance com premissas mais realistas, várias medidas foram propostas ao longo do tempo, dentre elas o Índice de Sortino e a Medida Ômega, que juntamente com o Índice de Sharpe, foram testadas neste trabalho quanto à diferença entre os seus ranques e quanto ao grau de previsibilidade.

Mostrou-se, através de vários exemplos, que a observação apenas dos dois primeiros momentos da distribuição de retornos leva a uma avaliação da relação risco retorno incorreta. Mesmo quando se leva em consideração a assimetria ou a curtose nesta avaliação ainda não é suficiente para capturar totalmente o risco. O ideal seria que esta avaliação se baseasse em todos os momentos da distribuição de retornos.

Pôde ser visto, que a medida Ômega preenche esta lacuna, pois reflete todas as propriedades estatísticas da distribuição de retornos, incorporando todos os momentos da distribuição de retornos, não sendo necessário fazer nenhuma premissa quanto à distribuição de retornos nem quanto à função utilidade de um investidor avesso ao risco.

O objetivo do trabalho era testar se esta melhor capacidade da medida Ômega de avaliar a relação risco retorno dos fundos se refletia também em um maior poder de previsibilidade, ou seja, se um investidor ao observar os dados passados de retornos dos fundos utilizasse a medida Ômega para avaliar seus desempenhos, faria com que este tivesse um retorno maior no futuro em comparação ao retorno gerado caso utilizasse outras medidas de avaliação de desempenho.

No caso em que todos os fundos seguem uma distribuição normal, as avaliações de desempenho das medidas utilizadas neste trabalho geram um mesmo ranqueamento, por isso seria interessante que os retornos dos fundos da amostra não seguissem uma distribuição normal. Dado isto, escolheu-se apenas os fundos multimercados com renda variável com alavancagem para comporem a amostra deste trabalho, pois estes são os fundos cujas distribuições de retornos, geralmente, mais se distanciam de uma normal. De fato, os testes de normalidade de Jarque-Bera indicaram que todos os fundos da amostra não seguem uma distribuição normal.

O teste utilizado para verificar se os ranqueamentos gerados pelas medidas eram diferentes foi o Coeficiente de Correlação de Ranque de Spearman. Os resultados destes testes indicaram que na maioria das vezes o ranqueamento dos fundos gerado pelo Índice de Sharpe foi bastante parecido com o ranqueamento gerado pelo Índice de Sortino. A medida Ômega foi a que gerou um ranqueamento mais diferente em comparação com as outras duas medidas. Várias vezes o coeficiente de correlação de Spearman foi inferior a 0,9.

Os testes para ver qual medida tem o maior poder de previsibilidade indicou que, para praticamente todas as variações na forma de se montar as carteiras do investidor, a medida Ômega foi a que gerou maiores retornos médios das carteiras. O Índice de Sharpe foi o que gerou carteiras com o pior poder de previsibilidade.

Entretanto, ao verificar a significância destes resultados, este retorno maior das carteiras formadas a partir da medida Ômega só foi estatisticamente significativo em alguns casos. Isto pode ser explicado pelo fato de muitos fundos estarem na composição de ambas carteiras comparadas, o que faz com que haja uma grande dependência na amostra ao se fazer o teste de diferença de médias.

Mesmo assim, essa diferença entre as médias foi siginicativa ao se comparar as carteiras formadas por Ômega e Sharpe para os benchmarks Zero e Poupança na janela anual e para o benchmark Poupança na janela semestral. Comparando a carteira formada por Ômega e Sortino o teste foi significante apenas para o benchmark CDI na janela semestral.

Ao se verificar essa significância das carteiras formadas pelas medidas para os diferentes métodos de formação das carteiras, as médias das carteiras formadas com base em Ômega foi significativamente maior que a média das outras carteiras para todas os métodos de formação de carteira, exceto na carteira formada pelos 10 maiores fundos onde a média das carteiras formadas por Ômega foi significantemente maior apenas que a média da carteira formada por Sharpe, mas não foi significantemente maior que a média da carteira formada por Sortino.

Entretanto, se avaliarmos os resultados obtidos ao se comparar as médias de retornos das carteiras formadas por todas as medidas, vemos que praticamente todas as carteiras obtiveram uma média de retornos inferior à média de retornos de todos os fundos que compõem a amostra. Isto é uma indicação a favor da estratégia de uma maior diversificação das carteiras.

No geral, apesar dos resultados não serem totalmente robustos, há uma leve indicação que a medida Ômega tem um poder de previsibilidade maior em comparação com as outras medidas utilizadas neste trabalho, sendo a mais indicada ao investidor se basear quando for avaliar o desempenho dos fundos de investimentos.

As principais restrições encontradas neste trabalho foram:

- a inexistência no Brasil de hedge funds propriamente ditos, utilizando-se dos fundos multimercados com renda variável com alavancagem como uma aproximação;

- o curto período de existência de dados para os fundos multimercados;

- a existência de fundos que, apesar de terem a denominação de fundos multimercados, se comportam como de renda fixa;

Para futuras pesquisas, sugere-se o seguinte:

- a utilização de outros tipos de fundos para a realização destes testes, o que solucionaria parte do problema dos fundos multimercados serem recentes, o que gera um período pequeno para a realização dos testes;

- a utilização de diferentes métodos de formação de carteiras com variação também no tamanho destas carteiras;

- comparação com outras medidas de avaliação de desempenho de fundos de investimentos além das testadas neste trabalho;

- realização de testes de significância mais apropriados, onde o problema de dependência das carteiras não influa negativamente nos resultados de avaliação de poder de previsibilidade das medidas.

Capítulo VIII - Bibliografia

ACKERMAN, C.; McENALLY, R.; SVRAFT, D. *The Performance of Hedge Funds*: Risk, Return and Incentives. Journal of Finance, 54(2), 833-874, 1999.

ANDRADE, F. W. M. *Uma Nova Medida de Desempenho da Administração de Fundos de Investimento*: aplicação da avaliação de fundos brasileiros. Dissertação de Mestrado, COPPEAD-UFRJ. Rio de Janeiro, 1996.

AMIN, G.; KAT, H. *Hedge Fund Performance 1990-2000*: Do the Money Machines Really Add Value?. Working Paper ISMA Centre University of Reading, 2001.

ARZAC, E.R.; BAWA, V.S. *Portfolio Choice and Equilibrium in Capital Markets with Safety-First Investors*, Journal of financial Economics, 4, 277-288, 1977.

BERNARDO, A.; LEDOIT, O., *Gain, Loss and Asset Pricing*, Journal of Political Economy, 8, 144-172, 2000

BERNARTZI, S.; THALER, R. *Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle*, Quarterly Journal of Economics, 110, 73-92, 1995.

BROOKS, C.; KAT, H.M. *The Statistical Properties of Hedge Fund Index Returns and Their Implications for Investors*, Working Paper, ISMA Centre, The University of Reading, 2001.

CASCON, A.; KEATING, C.; SHADWICK, W.F. “*The Omega Function*”, The Finance Development Centre London, 2002.

DINIZ JR, A. A. *Análise de desempenho de Fundos Mútuos de Ações*. Dissertação de Mestrado, EAESP/FGV, São Paulo, 1997.

FAVRE, L.; GALEANO, J.A. *Portfolio Allocation with Hedge Funds* – Case Study of a Swiss Institutional Investor, MBF Master’s Thesis, University of Lausanne, 2000.

FAVRE-BULLE, A.; PACHE, S. *The Omega Measure*: Hedge Fund Portfolio Optimization, MBF Master’s Thesis. University of Lausanne – Ecole des HEC, 2003.

FRANCO, D.; BRANCO, G. C., *Risco e Retorno nos Hedge Funds Brasileiros*. Encontro Brasileiro de Finanças, 2004.

GUNER, A.B. *Asset Pricing and Portfolio Optimization with Nonnormal Returns*: An Application to Hedge Funds, 2002.

HARLOW, W.V. *Asset Allocation in a Downside-Risk Framework*, Financial Analysts Journal, September-October 1991, 28-40, 1991.

KEATING, C.; SHADWICK, W.F. *A Universal Performance Measure*, The Finance Development Centre London, 2002a.

KEATING, C.; SHADWICK, W.F. *An Introduction to Omega*, The Finance Development Centre London, 2002b.

LHABITANT, F.S. *Assessing Market Risk for Hedge Funds and Hedge Fund Portfolios*, The Journal of Risk Finance, Spring 2001, 1-17, 2001.

LIANG, Bing. *On the Performance of Hedge Funds*. Financial Analysts Journal, 55(4), 72-85, 1999.

MANASSERO, C.A. L. *Avaliação de Performance dos Fundos Mútuos de Investimento*. Dissertação de Mestrado da EAESP/FGV, São Paulo, 1985.

MARKOWITZ, H.M. *Portfolio Selection*, Journal of Finance, Vol. 7, nr. 1, 77-91, 1952.

ODDA, A.L. *Análise de Persistência de Performance dos Fundos de Ações Brasileiros no Período de 1995-1998*. Dissertação de Mestrado da FEA/USP, São Paulo, 2000.

ROSENHEK, Márcio. *Performance de Fundos Mútuos de Investimento no Brasil*: Uma análise dos fenômenos de *hot –hands*, sinalização e persistência dos retornos. São Paulo. Dissertação de Mestrado da EAESP/FGV, 2002.

SCOTT, R.C.; HORVATH, P.A. *On the Direction of Preference for Moments of Higher Order than the Variance*, The Journal of Finance, Volume 35, Issue 4, 915-919,1980.

SHARPE, W. F. *Mutual Fund Performance*. Journal of Business, 39(1), 119-138, 1966.

SHARPE, W. F. *Asset Allocation*: Managemet Style and Performace Measurement. Journal of Portfolio Management, 18(20), 7-19, 1992.

SIEGMANN, A.; LUCAS A. *Explaining Hedge Fund Investment Styles by Loss Aversion:* A Rational Alternative, Vrije Universiteit, 2002.

SUAIDE, José A. *Análise de Desempenho de Fundos de Investimento no Brasil*: como seus administradores adicional valor? São Paulo. Dissertação de Mestrado da EAESP/FGV, 2001.

VITAL, S. M. *Fundos de Investimento: medida de seu desempenho*. Revista Brasileira de Economia, 27(3), 19-64, 1973.