

RELATÓRIOS COPPEAD

383

Setembro 2009

A RELAÇÃO RISCO-
RETORNO DE FUNDOS
DE PENSÃO COM
INVESTIMENTOS EM
HEDGE-FUNDS

Ricardo P. Câmara Leal
Beatriz Vaz de Melo Mendes

Relatórios COPPEAD é uma publicação do Instituto COPPEAD de Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

Coordenador

Prof. Mauricio Mittelman

Editoração Eletrônica

Lucilia Silva

Ficha Catalográfica

Ana Rita Mendonça de Moura

Leal, Ricardo Pereira Câmara.

A relação risco-retorno de fundos de pensão com investimentos em hedge funds / Ricardo Pereira Câmara Leal e Beatriz Vaz de Melo Mendes. – Rio de Janeiro: UFRJ/COPPEAD, 2009.

28 p.; 27cm. – (Relatórios COPPEAD; 383)

ISBN 978-85-7508-070-2

ISSN 1518-3335

1. Finanças. I. Mendes, Beatriz Vaz de Melo. II.
Título. III. Série.

CDD – 332

Pedidos para Biblioteca

Caixa Postal 68514 – Ilha do Fundão

21941-972 – Rio de Janeiro – RJ

Telefone: 21-2598-9837

Telefax: 21-2598-9835

e-mail: biblioteca@coppead.ufrj.br

Site: www.coppead.ufrj.br

A Relação Risco-Retorno de Fundos de Pensão com Investimentos em *Hedge Funds*

Ricardo Pereira Câmara Leal
Professor Titular de Finanças
Instituto Coppead de Administração (Coppead)
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)
Caixa Postal 68514
Rio de Janeiro, RJ 21941-972
Tel: 21-25989800, Fax: 21-25989817
E-mail: rleal@ufrj.br

Beatriz Vaz de Melo Mendes
Professora Adjunta de Métodos Estatísticos
Instituto de Matemática (IM) e Instituto Coppead de Administração (Coppead)
Universidade Federal do Rio de Janeiro
Caixa-Postal 68530
Rio de Janeiro, RJ 22221-080
Tel/Fax (21) 25627374
E-mail: bmendes@visualnet.com.br

Resumo

Este artigo analisa se o emprego de fundos multimercado classificados como *hedge funds* como melhora a relação risco-retorno de fundos de pensão brasileiros. O emprego de *hedge funds* por fundos de pensão no exterior é crescente com uso cada vez maior de ampla gama de fundos especializados em estratégias específicas e de fundos de *hedge funds* de nicho. Realizamos análises do desempenho de alocações típicas de fundos de pensão no Brasil com alocações alternativas que incluem *hedge funds*. Nestas análises empregam-se estimativas robustas para atenuar o problema dos erros nas estimativas de entrada da otimização. Os resultados mostram que os *hedge funds* melhoram a relação risco-retorno, possibilitam um retorno acumulado maior ao final de um período de 1 ano e levam a um rebalanceamento menor da carteira. O investimento em *hedge funds* pode levar à meta de 6% de retorno real anual com menor risco.

Palavras chave: fundos de pensão; hedge funds; estimativas robustas; fundos multimercado; otimização de carteiras.

JEL-Codes: G11; C61

A Relação Risco-Retorno de Fundos de Pensão com Investimentos em *Hedge Funds*

1 Introdução

As entidades fechadas de previdência complementar no Brasil ou, doravante, fundos de pensão, não costumam empregar os fundos de investimento multimercado (FIM) mais agressivos como uma classe de ativos típica de suas alocações (Towers Perrin, 2007). Os FIM podem ser entendidos como aqueles que investem em diversas classes de ativos, podendo incluir ações e operações de alavancagem, não seguindo uma alocação de ativos pré-determinada nem o compromisso de se concentrar em certas classes de ativos, como renda fixa ou ações. Os FIM incluem diversos tipos de fundos, desde fundos predominantemente de renda fixa conservadores até alguns muito arrojados. Muitos FIM, particularmente aqueles que admitem investimentos em renda variável e alavancagem e têm gestão independente, podem ser considerados como o equivalente brasileiro dos *hedge funds*, segundo Figueiredo e Tigre (2006). Franco e Castelo Branco (2006) afirmam que não há consenso para classificar que FIM com renda variável e alavancagem são *hedge funds* uma vez que o que caracteriza um *hedge fund* é sua estratégia e o fato de obter retorno positivo desvinculado das principais classes de ativos isoladamente e com volatilidade menor. Estes autores afirmam que não mais do que 10% dos FIM existentes de fato poderiam ser considerados *hedge funds*. Franco e Castelo Branco (2006) consideram como *hedge funds* aqueles FIM que realizam operações com derivativos sem grandes limitações e que têm uma volatilidade anual superior a 1%. A Andima (Associação das Instituições do Mercado Financeiro) calcula o IHFA (Índice de *Hedge Funds* Andima) e o critério de inclusão de FIM no índice é ilustrativo. Este índice inclui somente FIM que: não sejam exclusivos ou condomínios fechados; não cobrem taxa de performance; tenham mais de 10 quotistas; não sejam fundos de diversos fundos; e que não sejam fundos balanceados ou de capital protegido. Depois destas eliminações, são excluídos ainda os fundos cujo patrimônio seja inferior ao da mediana dos fundos restantes e cuja volatilidade seja inferior à do fundo do primeiro quartil dos fundos restantes.

No exterior, os fundos de pensão vêm ampliando seus investimentos em *hedge funds*. Portanto, a motivação deste estudo é verificar se o emprego de FIM que podem ser considerados como *hedge funds*, em geral e que adotem estratégias específicas, melhoraria a relação risco retorno de fundos de pensão no Brasil e facilitaria atingir metas de retorno absoluto. O tipo de operação financeira realizada em alguns FIM são não convencionais em relação àquelas permitidas aos fundos de pensão. A resolução 3.456 de 1º de junho de 2007 do Conselho Monetário Nacional estabelece um teto de 3% para os investimentos dos fundos de pensão em FIM que não se ajustam às operações restritas aos próprios fundos de pensão. Por outro lado, há os chamados FIM institucionais que se ajustam às restrições dos fundos de pensão e que podem constituir mais do que 3% das carteiras destes fundos.

Para realizar estes testes temos que empregar uma ferramenta de otimização de carteiras. Segundo pesquisa da Towers Perrin (2008), 48% dos fundos de pensão brasileiros alegam empregar técnicas de otimização. Fabozzi, Focardi e Jonas (2005) realizam entrevistas com profissionais de 28 fundos de pensão da Holanda, Suíça, Reino Unido e EUA, além de consultores, acadêmicos e autoridades reguladoras e constatam que dois terços dos fundos de

pensão nestes países empregam técnicas de otimização. Portanto, estas técnicas não devem ser desconhecidas dos profissionais de fundos de pensão brasileiros, mas sabemos que tais ferramentas estão sujeitas a diversos problemas, entre eles o de erro nas variáveis. Este problema é particularmente sério com as estimativas de retorno esperado. Um otimizador de média e variância visa oferecer ao usuário a melhor alocação de ativos possível (proporções a serem investidas em cada ativo) diante das estimativas fornecidas de média (retorno esperado), variância (risco) e correlações entre os ativos. Como estas estimativas contêm erros em relação ao valor que se realizará no futuro, as alocações oferecidas pelos otimizadores podem sofrer grandes variações diante de pequenas alterações nestes parâmetros de entrada. Para amenizar este problema, neste estudo também empregamos métodos robustos de estimativa da matriz de variâncias e covariâncias, que serão detalhados a seguir.

Para colocar o trabalho em um contexto internacional e para ilustrar a motivação para o uso de *hedge funds* no Brasil, iniciamos com uma análise do emprego de *hedge funds* por fundos de pensão no exterior. Prosseguimos com uma análise descritiva dos indicadores dos *hedge funds* brasileiros empregados, além de outros indicadores que representarão as classes de ativos analisadas. Antes de passarmos para nossos exercícios empíricos descrevemos qualitativamente os métodos robustos empregados, cujos aspectos técnicos são detalhados em um apêndice. Finalmente, analisamos o desempenho de alocações típicas de fundos de pensão no Brasil comparadas a alocações alternativas que incluem os *hedge funds* brasileiros. Nós refinamos nossos exercícios iniciais empregando indicadores específicos de certas estratégias de *hedge funds*. Também procuramos verificar se metas de retorno usuais de fundos de pensão poderiam ser atingidas com menor risco com o emprego de *hedge funds*.

2 O Emprego de *Hedge Funds* por Fundos de Pensão no Exterior

O uso de *hedge funds* por fundos de pensão nos EUA e em outros países vem crescendo (Appell, 2007). Em 2006, o montante alocado em investimentos alternativos, que incluem *hedge funds* e *private equity*, pelos 500 maiores fundos de pensão dos EUA era de cerca de 4,7% dos ativos dos fundos com gestão interna. Pesquisa da Casey, Quirk e do The Bank of New York (2007) indica que 65% dos futuros fluxos de investimentos em *hedge funds* virão de fundos de aposentadoria. O conhecido Sistema de Aposentadoria dos Servidores Públicos da Califórnia (Calpers) tem USD 7 bilhões investidos nestes fundos e com intenções de aumentar esta participação (Williamson, 2008). O Calpers está disposto a investir até 8% de sua imensa carteira em *hedge funds* e o fará por meio da seleção de fundos individuais mais do que pela adição de *hedge fund of funds*. Outro exemplo de investimento de fundos de pensão dos EUA em fundos de *hedge funds* é a alocação de cerca de 4% da carteira de USD 40 bilhões do Illinois Teachers em investimentos alternativos (Williamson, 2007).

Os *hedge funds of funds*, isto é, fundos de investimento em *hedge funds*, são o principal veículo de investidores institucionais, como os fundos de pensão, em *hedge funds*. Os investimentos dos fundos de *hedge funds* representavam cerca de 44% dos ativos dos *hedge funds* nos EUA em 2006. Em termos de estilos de investimento, os especialistas dos EUA indicam que haverá cada vez mais a busca por estratégias de nicho diferenciadas nos *hedge funds* em vez de um investimento genérico nos grandes fundos de fundos com carteiras

muito diversificadas. Uma análise realizada por Winkelmann (2004) conclui que a inclusão de *hedge funds* com certas estratégias à carteira de fundos de pensão melhora a eficiência do orçamento de risco. Cerca de 56% dos ativos dos fundos de *hedge funds*, cujo total é de USD 542 bilhões, vêm de investidores institucionais. Uma pesquisa com 64 gestores de fundos de *hedge funds* mostrou que 22 deles tinham mais de 90% de seus ativos geridos em benefício de investidores institucionais (Williamson, 2007). Pesquisa da Casey, Quirk e do The Bank of New York (2007) indica que 51% dos fluxos de investimentos em *hedge funds* serão direcionados para fundos de *hedge funds*.

Fung e Hsieh (1999) afirmam que as estratégias dos *hedge funds* de fato geram retornos com características diferentes e que sua correlação com o S&P500 é baixa, pois estão expostos a diversos mercados e suas estratégias em geral são de retorno absoluto e devem apresentar este retorno independentemente do comportamento de certo indicador, como um índice de ações. Purcell e Crowley (1999) afirmam que a inclusão de *hedge funds* como uma classe de ativos desloca a fronteira eficiente para cima e para a esquerda, alegando que estes fundos podem aumentar em até 200 pontos base o retorno esperado de uma carteira bem diversificada em várias classes de ativos, como as dos fundos de pensão. Estes autores confirmam a baixa correlação dos *hedge funds* com outras classes de ativos.

A queda das taxas de juros, a busca por estratégias que gerem elevado alfa (retorno independente) separado de beta (correlacionado com o indicador do mercado ou *benchmark*) ou de alfa portátil, têm levado os fundos de pensão em vários lugares do mundo a buscar os *hedge funds* (Williamson, 2008). Os *hedge funds* também podem ser considerados como uma classe de ativos nova ou mesmo substitutos para classes de ativos existentes. Na Suíça, onde a meta de retorno legal é de 4% ao ano nominais para os fundos de pensão, a queda da taxa de juros levou-os a buscar investimentos alternativos. Favre e Galéano (2001) mostram que os *hedge funds* são uma classe de ativos separada porém não homogênea uma vez que diferentes estilos mantêm uma relação por vezes não linear (baixo beta) com o *benchmark* empregado pelos investidores institucionais suíços. Estes autores e Winkelmann (2004) recomendam a diversificação entre *hedge funds*, tal como os profissionais nos EUA fazem com fundos de fundos de nicho. Na Finlândia, Alestalo e Puttonen (2006) analisam a alocação de ativos de 44 fundos de pensão e reportam um investimento médio de 3,6% em *private equity* e *hedge funds*, mas com quase 50% dos fundos de pensão ainda sem investimentos expressivos nesta classe de ativos e 10 ou mais fundos com investimentos superiores a 5% dos ativos em gestão. Engström e outros (2008) apresentam evidência de que o uso de investimentos alternativos possibilitam a separação entre alfa e beta em fundos de pensão na Suécia.

Clare e Motson (2008) concluem que os investidores institucionais podem reduzir mais do que 60% da dispersão da riqueza final ao incluir classes de ativos alternativas, que incluem índices de *hedge funds* no Reino Unido. Pesquisa da Casey, Quirk e do The Bank of New York (2007) recomenda uma alocação de 10% em *hedge funds*. De forma geral, os fundos de pensão dos EUA e do Reino Unido apresentam a maior proporção de investimentos em renda variável, enquanto os fundos europeus, japoneses e australianos apresentam alocações mais conservadoras. As evidências apresentadas sugerem que os investimentos alternativos, nos quais se incluem os *hedge funds*, passarão a ter um papel cada vez mais relevante como uma classe de ativos em um cenário de taxas de juros mais baixas e de busca

por desempenho não correlacionado com o *benchmark* (alfa). Não há razão para acreditarmos que este movimento não vá ser diferente no Brasil.

3 FIM e Classes de Ativos dos Fundos de Pensão no Brasil

3.1 *Hedge Funds* e Índices de *Hedge Funds* no Brasil

Franco e Castelo Branco (2006) analisaram o desempenho de 58 FIM classificados como *hedge funds*. Dois índices, um ponderado por patrimônio do FIM e outro não ponderado, foram investigados. Os autores encontraram alfas significativos, menor volatilidade e curtose maior do que a do índice Ibovespa. O beta dos índices de *hedge funds* em relação ao Ibovespa é muito baixo, embora significativo. Os betas dos índices de *hedge funds* na alta e na baixa não são muito diferentes. O comportamento dos *hedge funds* brasileiros assemelha-se ao dos seus equivalentes estrangeiros.

Pelosi (2003) analisa a fronteira eficiente com e sem um índice ponderado de *hedge funds* brasileiros junto com outras classes de ativos representadas pelo dólar, renda fixa e ações e constata que a fronteira eficiente com *hedge funds* fica acima e à esquerda da fronteira que não os inclui. A autora calculou retornos quinzenais de 17 FIM classificados como *hedge funds* entre janeiro de 2001 e outubro de 2003 num total de 74 observações. Um índice ponderado pelo patrimônio médio no período representou os *hedge funds*. O índice de *hedge funds* apresentou desempenho médio melhor do que todas as classes de ativos no período (2,2% ao mês) e volatilidade menor do que todas as classes, exceto a representada pelas taxas de um dia do CDI. Este comportamento é típico dos *hedge funds*. Os coeficientes de correlação entre o índice de *hedge funds* e as demais classes de ativos variam muito no tempo, podendo até ser negativos. A correlação média dos retornos dos 17 *hedge funds* entre si foi de 0,19, indicando que estes fundos seguem estratégias diferentes e não são um grupo homogêneo. Uma análise de regressão múltipla com indicadores representando todas as classes de ativos analisadas sugere a presença de alfa positivo e significativo e de coeficientes não significativos com os indicadores que representam as outras classes de ativos, além de baixo R². Este comportamento também é típico dos *hedge funds*.

Há vários índices para medir o desempenho dos *hedge funds* no Brasil. Em 15/5/2008 a Andima lançou o IHFA (Índice de *Hedge Funds* da Andima) que foi calculado retroativamente até outubro de 2007. Como a série deste índice é muito curta, ele não foi considerado neste estudo. A RiskOffice também calcula uma família de índices de FIM cujo propósito também é medir o desempenho dos FIM que possam ser considerados *hedge funds*. Os critérios de inclusão dos FIM se assemelham aos adotados pela Andima e descritos na Introdução (veja RiskOffice, 2007), mas incluem critérios como estabelecer limitações para a saída do fundo. A família de índices de *hedge funds* da RiskOffice inclui quatro índices: um amplo (IFM - Índice de Fundos Multimercado), um de FIM institucionais (IFM-I); um de FIM de estratégia *long-short* (ILS) e uma versão do IFM incluindo fundos fechados para aplicações, que é o IFM-NR (não replicável). Os índices da RiskOffice são ponderados por patrimônio do fundo. Como os índices da Risk Office iniciaram em janeiro de 2003, nós também decidimos não empregá-los.

O UBS Pactual também calcula índices de fundos multimercado (IFMM). Esta instituição admite somente os FIM com renda variável (com ou sem alavancagem) e com patrimônio acima de R\$ 25 milhões. Os demais critérios podem ser vistos em <https://pactual.ubs.com/ubspactual/ifmm.aspx>. O UBS Pactual também calcula um índice que inclui somente os fundos abertos a novos investimentos, o IFMM-A. Os índices do UBS Pactual são ponderados pelo patrimônio dos FIM, mas têm restrições quanto ao peso máximo de FIM de um mesmo gestor.

A Arsenal Investimentos também calcula uma família de índices de FIM. Os índices da Arsenal são igualmente ponderados e incluem inicialmente os FIM com ou sem alavancagem e com ou sem renda variável, além dos fundos classificados pela ANBID (Associação Nacional dos Bancos de Investimento) como *long-short* e alguns fundos de ações cujas estratégias sejam compatíveis com as de um *hedge fund*. Além de um índice geral (“Composto”) a Arsenal Investimentos calcula índices para FIM que empregam certas estratégias de investimento: macro (investimentos que apostam na direção dos preços influenciados pela análise de variáveis macroeconômicas); *trading* (similar aos fundos macro, mas com prazo mais curto nas suas operações); arbitragem (explora distorções de preços segundo critérios quantitativos); *equity hedge* (arbitragem e avaliação fundamentalista aplicadas a ações). Uma definição detalhada dos índices pode ser vista no seu regulamento (www.arsenalinvestimentos.com.br). As séries dos índices Arsenal iniciam em 31/12/2001, exceto a do índice *equity hedge* que inicia em 30/4/2002. Os índices Arsenal estão disponíveis em duas versões: “investíveis” e “não investíveis”, que incluem, respectivamente, somente os fundos abertos para investimento e os fundos abertos e os fechados para investimento. A Arsenal só inclui em seus índices fundos cujo patrimônio seja maior do que R\$ 10 milhões e limita a inclusão a um fundo por gestor em cada índice, selecionado o que emprega estratégias que busquem o maior rendimento. O índice Arsenal Composto inclui mais fundos que os índices IFM da RiskOffice, IHFA da Andima, sendo abrangente como o IFMM-A do UBS Pactual.

Os FIM e os índices de FIM foram objeto de análise no Brasil. Rocha (2006) afirma que as características dos retornos dos *hedge funds*, que apresentam assimetria e curtose significativos, invalidaria uma análise de desempenho e de alocação de carteiras baseada somente na média e na variância, resultando em uma alocação excessiva em *hedge funds*. Porém, ao empregar uma medida de desempenho que considera todos os momentos e que não depende da distribuição dos retornos do fundo (a medida ômega), o autor não encontra evidências conclusivas de que o ordenamento dos FIM analisados de acordo com o índice Sharpe, que considera apenas a média e a variância, e esta nova medida sejam diferentes. Santaniello e Castro (2007) também não encontram resultados desfavoráveis às medidas de desempenho tradicionais. Del Drago e Galvão (2007) avaliam nove *hedge funds* com carteira predominantemente de renda fixa em relação a um índice de risco de renda fixa e concluem que os retornos dos fundos não são consistentemente inferiores ou superiores em momentos de alto ou baixo risco macroeconômico e que os gestores destes fundos não obtêm um desempenho melhor que o CDI.

Szklo (2007) examina os retornos dos índices Arsenal e constata que os índices macro, arbitragem e composto têm um comportamento não linear revelado pelo seu relacionamento

com índices de preços de opções de compra e venda de Ibovespa. Fatores representativos de outras classes de ativos também foram empregados. O índice IMA de renda fixa mantém uma relação positiva e significativa com todos os índices, exceto o *equity hedge* e índices representativos do mercado de ações ou de estratégias de valor ou momento no mercado de ações mantém relações com todos os índices, exceto o de arbitragem. Oliveira (2005) analisa as propriedades estatísticas de dois índices de *hedge funds* por ele construídos e que mantém correlação com os índices apurados pelo UBS Pactual. Novamente constata-se assimetria e curtose significativas, com volatilidade baixa e correlação com o Ibovespa e o dólar igualmente baixas, tanto em fases de alta quanto em fases de baixa do mercado. Este autor também analisa os determinantes da captação dos fundos e a persistência de seu desempenho.

Finalmente, os fundos de fundos ou fundos multigestores brasileiros foram analisados por alguns autores. Assali (2008) conclui que a adição dos fundos multigestores às classes de ativos usuais no Brasil desloca a fronteira eficiente para cima e para a esquerda, melhorando a relação risco retorno para a maioria dos fundos. Assali (2008) também constata que os fundos de fundos apresentam assimetria negativa na maioria dos casos e curtose elevada, além de manterem uma correlação baixa com o Ibovespa e o câmbio. O autor conclui que a construção de fundos de fundos deve considerar os momentos mais altos da distribuição dos retornos dos fundos. Motta e Vianna (2008) empregam os índices Arsenal para analisar a composição de fundos de fundos com diferentes estilos de *hedge funds* considerando a potencial falta de liquidez dos ativos dos fundos. Os resultados revistos acima sugerem que os *hedge funds* brasileiros podem ser considerados como uma classe ativos a parte e que sua adição a carteiras de investidores institucionais pode melhorar sua relação risco-retorno, contudo os resultados obtidos até o momento empregam técnicas convencionais de otimização de carteiras e métodos relativamente simples, que podem ser afetados pelos conhecidos problemas de erro nos dados.

3.2 Alocação de Ativos de Fundos de Pensão e Dados Usados

A resolução 3.456 do Conselho Monetário Nacional de 1º de junho de 2007 permitiu que os fundos de pensão investissem até 3% de seus ativos em FIM que pratiquem operações de vendas a descoberto, *day trade* e que apresentem alavancagem maior do que 100% do ativo, entre outras restrições. Os FIM chamados de “institucionais” são aqueles que respeitam as restrições dos fundos de pensão e não realizam operações somente permitidas ao limite de 3% dos ativos dos fundos de pensão. Por isso, o investimento nestes fundos serão considerados compatíveis com a categoria de renda variável e estarão sujeitos ao limite de 35% dos ativos imposto pela regulamentação vigente aos ativos desta classe. Portanto, a alocação das classes *hedge fund* e ações somadas não poderá ultrapassar 35%. Pesquisa da Towers Perrin (2008) indica que nenhum dos 49 fundos de pensão analisados possui investimentos em FIM não institucionais, mas 8 deles pretendiam investir em média 2,3% de seus ativos nestes fundos. Figueiredo e Tigre (2006) afirmam que a maior parte dos investidores em FIM de gestores independentes ainda são pessoas físicas de alta renda.

Segundo a Towers Perrin (2008), o percentual investido em renda fixa é de 76% e em renda variável 22% para os 49 fundos de pensão pesquisados. A Abrapp (Associação Brasileira das Entidades Fechadas de Previdência Complementar) em seu “Consolidado

Estatístico” de março de 2008 apresentava uma alocação agregada de todos os fundos de pensão de 57,6% em renda fixa, 18,8% em ações, 16,1% em fundos de renda variável, com o restante em outros ativos. A diferença entre esta estatística e os números apresentados pela Towers Perrin (2008) possivelmente se deve à inclusão dos maiores fundos de pensão na população de fundos analisada pela Abrapp. Estes fundos notoriamente têm uma alocação em renda variável maior que a da maioria dos fundos pequenos e influenciam na alocação agregada. Ainda segundo a Towers Perrin (2008), gestores de ativos sugeriram alocações de 14% em renda variável para investidores de perfil conservador, de 27,5% para investidores de perfil moderado e de 46,5% para investidores de perfil arrojado. A prática dos fundos de pensão brasileiros aproxima-se daquela aconselhada para investidores conservadores. Contudo, segundo a Towers Perrin (2008), um número cada vez maior de fundos de pensão brasileiros emprega fundos não exclusivos como veículos de investimento em renda variável. Esta tendência favorece o uso cada vez maior dos FIM.

Para a análise que será feita neste trabalho, é preciso definir as classes de ativos típicas dos fundos de pensão brasileiros bem como os indicadores que as representarão. As classes empregadas por Pelosi (2003) foram: renda fixa pré-fixada, representada pelo índice IRF-M, que reflete o desempenho de títulos públicos pré-fixados (Letras do Tesouro Nacional); renda fixa pós-fixada, representada pela taxa dos certificados de depósitos interfinanceiros (CDI); renda fixa indexada à inflação, representada pelo Índice Geral de Preços - Mercado (IGP-M); ações, representada pelo índice Ibovespa, e dólar, representado pela variação da taxa PTAX de venda divulgada pelo Banco Central do Brasil. Segundo a Towers Perrin (2008), os *benchmarks* mais empregados pelos fundos de pensão são o CDI e o IMA, para renda fixa, e o IBrX para renda variável.

Em função do que foi revisto, nós selecionamos as seguintes classes de ativos como representativas daquelas que refletem os investimentos em ativos financeiros tradicionais dos fundos de pensão brasileiros: renda fixa e ações. A classe de renda fixa será representada por três índices. A renda fixa pós-fixada será representada pela taxa diária do Certificado de Depósito Interfinanceiro (CDI). A renda fixa pré-fixada será representada pelo índice IRF-M calculado pela Andima e que representa títulos de renda fixa pré-fixados do governo federal (Letras do Tesouro Nacional e Notas do Tesouro Nacional tipo F). A renda fixa indexada à inflação será representada pelos índices IMA-B (que representa as NTN-B, indexadas pelo índice de inflação IPCA) e IMA-C (que representa as NTN-C, indexadas pelo índice de inflação IGP-M). A correlação dos retornos mensais do IMA-B e do IMA-C é de 0,679, no período desde outubro de 2003 a julho de 2008, denotando que estes índices têm comportamento razoavelmente similar. A série do IMA-B inicia em 16/9/2003 enquanto a série do IMA-C é mais longa, iniciando em 4/12/2001. Evidentemente, não empregaremos estes dois índices simultaneamente, dando preferência para o IMA-C por ter a série mais longa, mas testaremos a robustez dos resultados quando se usa o IMA-B. A classe de ações será representada pelo Índice Brasil (IBrX) da Bovespa, que é ponderado pelo número de ações disponíveis para negociação no mercado e inclui 100 empresas. A correlação dos retornos mensais deste índice com o Ibovespa e com o IBrX-50 no período de janeiro de 2002 a julho de 2008 é de 0,949 e 0,999, respectivamente, denotando que os índices têm comportamento muito similar e que a escolha de um em detrimento de outro não é um aspecto relevante. O dólar não foi usado pois não é uma classe de ativos relevante para os fundos de

pensão brasileiros, que são impedidos de investir diretamente no exterior e, mesmo indiretamente, estão sujeitos ao limite de 3% de investimento em fundos multimercado não institucionais.

A classe de ativos FIM foi representada pelo índice Arsenal Composto (ACI). Além da classe geral de FIM, representamos as sub-classes ou estilos de FIM, respectivamente, pelos índices Arsenal Arbitragem (AAI), Arsenal Macro (AMI) e Arsenal *Equity Hedge* (AEHI). O índice Arsenal que representa o estilo de FIM *Trading* (ATI) representa um pequeno setor do mercado e não foi julgado relevante para o nosso exercício com fundos de pensão, conforme informações obtidas verbalmente junto a profissionais da Arsenal Investimentos. De qualquer forma, este estilo é altamente correlacionado com o comportamento dos índices Composto e Macro (veja a Tabela 1) e Szklo (2007) sugere que predomina a estratégia de estilo macro na indústria de *hedge funds* no Brasil, fato confirmado pelos profissionais da Arsenal consultados. Somente a versão “investível” destes índices foi considerada. Os índices Arsenal já foram descritos anteriormente neste trabalho.

A análise das correlações dos retornos mensais destes índices no período entre janeiro de 2002 e julho de 2008 na Tabela 1 mostra que o índice Arsenal Macro é muito correlacionado com o índice Arsenal Composto e com o índice do UBS Pactual de FIM. Portanto, o emprego do índice Arsenal Composto ou Macro deve resultar em alocações similares uma vez que o estilo Macro é o dominante no país. Já os índices Arsenal para os estilos *Equity Hedge* e Arbitragem apresentam apenas correlações moderadas com os índices Macro e Composto e baixas entre si, sugerindo que são estratégias alternativas de investimento. O índice IMA-C é pouco correlacionado com os índices de *hedge funds*. As correlações dos índices de renda fixa e do IBrX com os índices de *hedge funds* são moderadas.

Na Tabela 2 apresentamos uma análise descritiva do comportamento dos retornos nominais mensais dos indicadores selecionados. O desempenho dos índices de *hedge funds* supera o CDI, se assemelha ao do IRF-M e IMA-B e é inferior ao IMA-C e ao IBrX. Entre os estilos, o de melhor desempenho é o “macro”. A volatilidade dos índices de *hedge funds* é menor que a dos índices IMA-B, IMA-C e IBrX, mas é maior que a do CDI. Para o índice AAI (Arbitragem) o coeficiente de curtose é menor do que zero, indicando que a distribuição é mais achatada do que a normal, porém para os demais índices de *hedge funds* a distribuição é mais alta que a normal. Para o índice AAI (Arbitragem) o coeficiente de assimetria é menor do que zero, indicando que a distribuição é assimétrica à esquerda em relação à média, porém para os demais índices de *hedge funds* a distribuição é assimétrica à direita em relação à média.

Para a análise que segue sobre as carteiras formadas com estas classes de ativos os retornos foram calculados na forma de diferença do logaritmo dos níveis diários dos índices, quando um índice foi empregado, multiplicado por 100. Utilizamos 1654 retornos diários no período entre 2/1/2002 e 31/7/2008, exceto para os índices IMA-B, que inicia em 17/9/2003, e Arsenal *Equity Hedge*, que inicia em 2/5/2002. No caso da taxa CDI, foi usada a taxa equivalente contínua do dia para representar o retorno desta classe.

Os fundos de pensão no Brasil têm sua meta atuarial expressa na forma de uma taxa real de retorno. A taxa mínima atuarial de 6% ao ano em termos reais é empregada por 43% dos 49 fundos de pensão pesquisados pela Towers Perrin (2008). A taxa de 5% ao ano é empregada por 49% das entidades. Destarte, empregamos 6% ou mais ao ano neste trabalho. Os retornos reais foram calculados empregando o INPC. A Towers Perrin (2008) indica que 54% dos 49 fundos de pensão que pesquisaram empregam este índice. O IGP-DI é empregado por 34% dos fundos de pensão. Os retornos reais foram calculados subtraindo-se a diferença do logaritmo dos níveis de inflação de dois meses consecutivos, dividido por 22 e multiplicado por 100, de cada retorno logaritmo nominal calculado conforme descrito anteriormente. O número 22 representa o número de dias de negócios típico em cada mês. A equação 1 mostra como foram calculados os retornos diários reais empregados.

$$R_{i,t} = 100 \times \left[(\ln X_{i,t} - \ln X_{i,t-1}) - \frac{\ln I_m - \ln I_{m-1}}{22} \right] \quad (1)$$

Onde R é o retorno diário real do indicador i no dia t . X é o nível do indicador i (índice de mercado, de *hedge funds* etc.) no dia t e I é o nível do IGP-DI no mês m em que $t \in m$.

4 Proposta de uma Matriz Robusta de Covariância

Vários modelos em finanças pressupõem a validade da distribuição normal multivariada para uma coleção de ativos independentes e identicamente distribuídos (iid), X_1, \dots, X_p . Por exemplo, o modelo de Média Variância (MV) de Markowitz (1959). Este pressuposto é freqüentemente motivado por sua facilidade matemática. Entretanto, é bem sabido que as distribuições de retornos históricos de ativos financeiros têm caudas pesadas contendo uma certa proporção de observações extremas ou atípicas, particularmente em mercados emergentes como o Brasil (veja, por exemplo, Bekaert e Harvey (1997), entre outros). No Brasil, Pelosi (2003) sugere que as correlações entre os *hedge funds* é instável e que os resultados obtidos com instrumentos clássicos de otimização serão afetados quando se empregam estimativas históricas tradicionais. A Tabela 2 mostra que os índices de *hedge funds* brasileiros são em geral leptocúrticos e assimétricos à esquerda.

A alta volatilidade típica dos retornos de ações e dos ativos em geral em mercados emergentes produz uma pequena fração de observações extremas, que podem ou não estar associadas a algum tipo de crise. Pode-se perder muito dinheiro durante crises e os métodos para se construir carteiras de ativos devem levar em conta estes períodos de maior volatilidade. Neste estudo não modelamos eventos extremos. Estes devem ser tratados por modelos de valores extremos (Embrechts, Klüppelberg e Mikosch, 1997) ou modelos de mudança de regime (Ang e Bekaert, 2002).

O modelo MV é provavelmente o modelo mais empregado para se distribuir eficientemente o capital entre classes de ativos de risco. Porém, a estimativa da fronteira eficiente quase sempre usa como parâmetros para a otimização a média da amostra \bar{x} e a matriz de covariâncias da amostra S . Uma das razões mais importantes para a preocupação com o emprego da otimização MV na prática é que as estimativas clássicas não são as

melhores no ambiente financeiro devido à sua sensibilidade aos valores extremos. Este problema foi estudado por Jobson e Korkie (1981) e Best e Grauer (1991), entre muitos outros. Jobson e Korkie (1981) propõem o uso da carteira de mínima variância, justificado pelos artigos de James-Stein citados em seu artigo. Esta solução serve na prática quando se quer ter uma estimativa de carteira tangente. Segundo os autores, na maior parte das vezes ela será a carteira de mínima variância global porque a melhor estimativa de retorno esperado seria igual para todos os ativos e à média histórica global das médias históricas de todos os ativos, devido ao erro nas estimativas históricas. Este procedimento chama-se de encolhimento (*shrinkage*).

Quando se deseja obter toda fronteira e não somente a carteira tangente, há outras técnicas que vêm sendo empregadas. Três delas são a reamostragem, por meio do uso da técnica de simulação chamada de *bootstrapping* proposta por Michaud (1998), estimadores Bayesianos e a obtenção de estimadores robustos. Uma revisão sobre algumas destas técnicas pode ser encontrada em Michaud (1998). A técnica de Michaud (1998) foi patenteada e tem seu uso restrito e protegido pela patente mundial. Uma atualização da técnica é apresentada em Michaud e Michaud (2008). Scherer (2002), Markowitz e Usmen (2003) e Harvey, Liechty e Liechty (2008) comparam um investidor Bayesiano à técnica de Michaud (1998). De forma geral, as vantagens da técnica de reamostragem sobre o investidor Bayesiano não parecem ser grandes. Fletcher e Hillier (2001) constatam pouca diferença entre o desempenho das carteiras cujos pesos foram estimados de acordo com os procedimentos de Markowitz (1959) com estimativas clássicas e os sugeridos por Michaud (1998). Handa e Tiwari (2000) constatam que incorporar a incerteza dos parâmetros de entrada por meio de uma abordagem Bayesiana não melhora o desempenho da carteira. De qualquer forma, a técnica de reamostragem patenteada por Michaud e Michaud (2008) não pode ser livremente empregada e abre o caminho para que alternativas para lidar com o problema de erro nas variáveis sejam explorados. Uma delas seria o uso estimativas robustas.

A discussão central sobre o uso dos pesos obtidos com a otimização sugerida por Markowitz está no erro que existe nos parâmetros de entrada. Uma alternativa é transformar a matriz de covariâncias para que a contaminação introduzida pelos valores extremos seja reduzida e para que a alocação represente a maior parte dos dias. O procedimento de otimização MV de Markowitz, bem como outras aplicações em finanças, apenas exige estimativas do centro μ e da matriz de variância-covariância Σ do conjunto de dados com p variáveis (classes de ativos, por exemplo). As estimativas clássicas da média e da covariância da amostra, amplamente utilizadas, atribuem pesos iguais para cada observação histórica, independentemente de se situarem próximas ou distantes do presente ou durante um período de volatilidade alta ou normal. As estimativas clássicas da média (centro) e da matriz de variância-covariância possuem propriedades estatísticas desejáveis sob o modelo verdadeiro uma vez que são estimativas de máxima verossimilhança sob normalidade. Entretanto, não só não sabemos qual é o modelo verdadeiro de geração dos dados como seu ponto de ruptura assintótico é igual a zero (Maronna, 1976), o que significa que são severamente afetados por observações atípicas. Por exemplo, em uma série de retornos diários considerados como típicos, substitua um deles por um valor muito elevado e a média será drasticamente alterada. Pontos atípicos afetam o elipsóide associado à estimativa de covariância clássica de duas

formas: inflam seu volume através de estimativas de escala infladas e, mais importante, deslocam sua orientação, por conta de distorções na estrutura de covariâncias.

Ilustrações sobre o papel de estimativas robustas da matriz de variância-covariância podem ser vistas em Rousseeuw e van Zomeren (1990). Leal e Mendes (2004, 2006) e Mendes e Leal (2005) oferecem métodos de estimação robusta aplicada a mercados emergentes e ao Brasil. Mendes e Leal (2005) demonstram por meio de simulações que seu método robusto supera o método clássico de otimização de MV para classes de ativos globais. Leal e Mendes (2006) demonstram que o mesmo método robusto supera o método clássico para carteiras de ações brasileiras. Por isso, neste trabalho, empregaremos o método robusto delineado abaixo, de Mendes e Leal (2005) e que aparenta apresentar resultados satisfatórios para classes de ativos voláteis.

A técnica empregada neste artigo visa encontrar estimativas para μ e Σ que apresentem um bom ajuste para a maior parte das observações, ditas típicas, assim como incorporam informação trazida pelas observações extremas ou atípicas. Pretendemos, também, que nossas estimativas sejam fáceis de calcular e possam ser utilizadas juntamente com ferramentas financeiras disponíveis comercialmente. Por exemplo, nosso método pode oferecer uma alternativa para a matriz de covariâncias que serve de entrada de um software de otimização de carteiras vendido comercialmente sem que se tenha que programar um software de otimização robusto. Este objetivo é alcançado observando-se que uma estimativa robusta $\hat{\Sigma}_R$ da matriz de covariâncias, capaz de encontrar a correta orientação dos dados, é tipicamente definida por uma fração $(1 - \alpha)$ dos dados, $0 \leq \alpha < 1$, de dias ditos típicos, para se obter um ponto de ruptura alto, isto é, pouco sensível a valores atípicos (conforme Tyler, 1983, e Rousseeuw e van Zomeren, 1990, entre outros). Destarte, nossa estimativa possui a estrutura de correlações encontrada por $\hat{\Sigma}_R$. Entretanto, o volume do elipsóide associado à estimativa da matriz de covariância com ponto de ruptura elevado é tipicamente menor do que o volume do elipsóide associado à estimativa clássica S dada pela matriz de covariâncias amostral. Portanto, corrigimos as variâncias de modo a compensar os dias de alta volatilidade.

O leitor interessado no desenvolvimento técnico de nossa estimativa robusta da matriz de variâncias e covariâncias pode consultar o apêndice e Mendes e Leal (2005), além de outros artigos já citados. Passamos agora aos nossos exercícios empíricos sobre o emprego de *hedge funds* em fundos de pensão considerando estimativas robustas, denotadas por $\hat{\Sigma}_\alpha$ e $\hat{\mu}$, e um otimizador MV tradicional.

5 Exercícios Empíricos

Um emprego importante para a matriz de variâncias e covariâncias robusta $\hat{\Sigma}_\alpha$ é como parâmetro de entrada em aplicações de alocação otimizada de ativos. Neste artigo empregamos o método robusto desenvolvido por Mendes e Leal (2005), descrito na seção anterior e detalhado no apêndice. O método clássico, com as estimativas históricas de média e da matriz de variância e covariâncias também foi empregado para comparação. Nosso

objetivo é usar carteiras construídas com base em um ponto de ruptura elevado para aplicações em investimentos de longo prazo, já que nossas estimativas robustas capturam a dinâmica da maioria dos dias de negócios. Além disso, como o horizonte de investimentos dos fundos de pensão é de longo prazo, o método robusto, que reflete a maioria dos dias, é possivelmente o mais adequado. Por outro lado, a fronteira eficiente resultante do uso de estimativas clássicas pode não refletir nem os dias usuais nem os dias atípicos, conforme ilustrado na Figura A1.

Aplicamos, a seguir, as estimativas robustas $\hat{\Sigma}_\alpha$ e $\hat{\mu}$ aos indicadores que representam as classes de ativos consideradas nestes estudo. Construímos carteiras robustas que reflitam o comportamento tanto dos dias usuais quanto o dos dias de alta volatilidade para classes de ativos selecionadas que sejam típicas dos fundos de pensão brasileiros. As carteiras clássicas também são mostradas. A proporção α de observações extremas foi estimada empiricamente, conforme o apêndice, e foi usado o valor de 0,10 para este parâmetro. A seguir relatamos cada um dos exercícios empíricos realizados.

5.1 Composição das Carteiras

A Figura 1 mostra que a fronteira eficiente com o índice Arsenal Composto (ACI), tanto na versão robusta quanto naquela que usa a matriz de covariâncias clássica, fica sempre a noroeste da fronteira eficiente sem o ACI. A inclusão do ACI faz bastante diferença com a fronteira eficiente robusta. Ao nível de risco correspondente ao retorno logarítmico diário equivalente a aproximadamente 6% anuais reais, a distância entre as fronteiras eficientes robustas é de cerca de 26 pontos base de retorno. Neste nível de risco, a participação do ACI na carteira é das mais elevadas, como mostra a Figura 2. Portanto, nossa primeira conclusão é que a inclusão de uma carteira diversificada de *hedge funds* em uma carteira de fundos de pensão contribuiu positivamente para a melhora da relação risco-retorno no período que analisamos.

O exercício anterior foi repetido para os índices de *hedge funds* com estilo arbitragem (AAI), *equity hedge* (AEHI) e macro (AMI), incluindo e retirando um de cada vez e incluindo e retirando todos em conjunto. Os resultados obtidos com o AMI são similares aos descritos para o ACI. Como já foi demonstrado pela Tabela 1, o comportamento do ACI é fortemente correlacionado com o AMI. Porém, as fronteiras eficientes obtidas com a inclusão dos *hedge funds* cujo estilo é arbitragem (AAI) e *equity hedge* (AEHI), um estilo de cada vez, se situam abaixo daquelas que não incluem estes fundos. Quando todos os três estilos considerados são incluídos em conjunto, como classes de ativos separadas, os resultados são similares àqueles obtidos com a inclusão do ACI como uma classe de ativos a parte, como seria de se esperar. Os gráficos das fronteiras eficientes obtidas nestes exercícios adicionais podem ser obtidos com os autores, mas não foram incluídos neste artigo.

A Figura 2 mostra os pesos para 30 carteiras nas fronteiras eficientes calculadas. São consideradas 5 classes de ativos representadas pelo ACI, CDI, IRF-M, IMA-C e IBrX. Pode-se perceber que as carteiras de nível de risco intermediário sempre incluem o ACI. As carteiras de nível de risco muito baixo são dominadas pelo CDI e as de nível de risco alto são dominadas pelo IBrX e pelo IMA-C. O IMA-C é sempre um componente muito importante

das carteiras de nível de risco intermediário ou maior. O retorno logarítmico diário equivalente a 6,5% reais anuais é aproximadamente 0,024. Para este nível de retorno, pode-se ver pela Figura 2 a importância da inclusão do ACI e, conseqüentemente, da classe de ativos *hedge funds*. Pode-se perceber também que a inclusão do ACI reduz o peso do IBrX a praticamente zero. Com o ACI o investimento em ações só é expressivo para níveis de risco bem mais elevados do que o necessário para atingir a meta de 6% ao ano reais. O peso do ACI somado ao do IBrX não poderia passar de 35% da carteira. O comportamento dos *hedge funds* de estilo macro, arbitragem e *equity hedge* é similar ao do ACI. A substituição do IMA-C pelo IMA-B não altera substancialmente os resultados e a partir daqui empregaremos somente o IMA-C nos demais exercícios empíricos. Portanto, podemos concluir com a constatação de que a classe *hedge funds* é importante para fundos de pensão e serve inclusive como um substituto vantajoso para o investimento em carteiras referenciadas ao IBrX.

5.2 Retornos Acumulados

Proseguimos com investigando se a alocação com o ACI geraria retornos acumulados maiores do que uma carteira sem o ACI. Nós dividimos os dados em duas partes. A primeira constitui o período de estimação com 1354 observações e é usada para calcular a alocação com e sem o ACI, robusta e clássica. A segunda parte, o período de teste ou validação, é usada para o cálculo do retorno acumulado com a alocação obtida e inclui 300 dias que terminam em 31/7/2008. Os pesos calculados para a data base $t=1354$ (21/5/2007) permanecem fixos durante o período de validação. A alocação obtida ao final do período de estimação foi de 45,2% no IRF-M, 54,1% no IMA-C e 0,7% no IBrX quando não se considerou o ACI. Com o ACI, a alocação foi de 34,2% no ACI, 15,9% no IRF-M, 49,1% no IMA-C e 0,8% no IBrX. As carteiras alvo correspondem a um nível de risco compatível com o retorno real diário logarítmico de 0,024 (cerca de 6,5% ao ano reais).

A Figura 3 mostra que o retorno acumulado da alocação obtida no período de estimação com o ACI é superior ao obtido sem o ACI na maioria dos dias do período de validação, tanto com a alocação calculada com a matriz de covariâncias robusta quanto com a clássica. A alocação robusta com o ACI atingiria um retorno acumulado de cerca de 95 pontos base superiores à alocação sem o ACI na alocação clássica depois de 300 dias. Com a alocação robusta esta diferença é de 64 pontos base ao final de 300 dias. No período de 300 dias a alocação robusta produz um retorno acumulado superior à clássica em cerca de 90% dos dias quando o ACI faz parte da carteira.

5.3 Estabilidade dos Pesos e dos Retornos Acumulados

Carteiras que tenham pesos mais estáveis minimizam a necessidade de se transacionar, reduzindo os custos operacionais. Como exercício empírico derradeiro, nós investigamos a estabilidade dos pesos das carteiras com *hedge funds*. O objetivo deste exercício é simular uma atualização mais freqüente da composição das carteiras de modo que, se efetivamente ocorrerem mudanças nas expectativas, as mesmas seriam melhor capturadas pela composição revista. Temos um total de 1654 observações diárias com início em 2/1/2002. Dividimos as séries em uma amostra inicial de 862 dias, cerca de 39 meses, com uma amostra de validação de tamanho $1654-862 = 792$ dias. Na data base inicial $t=862$ (2/6/2005), estimamos as

fronteiras eficientes clássica e robusta e anotamos as composições das carteiras de mínimo risco; de máximo retorno e da carteira alvo. A carteira alvo corresponde a um retorno real diário logarítmico de 0,024 (cerca de 6,5% ao ano). Calculamos o retorno acumulado dessas carteiras ao longo de 66 dias de negócios, ou cerca de 3 meses, de 862 a 928. Nesta nova data base $t=928$ usamos as 928 observações para estimar os pesos clássicos e robustos novamente. O processo é repetido a cada 66 dias.

A Figura 4 mostra a dinâmica dos pesos no tempo à medida que as carteiras são rebalanceadas. Os pesos variam no tempo, em particular o da classe de renda fixa pré-fixada e indexada à inflação. O peso dos *hedge funds* empregando a matriz robusta de covariâncias varia pouco. A Figura 5 mostra os *box plots* da distribuição dos retornos acumulados com o rebalanceamento para as três carteiras selecionadas ao final de cada período de 66 dias. A alocação robusta leva a uma dispersão menor do retorno acumulado.

6 Conclusões

Este artigo procurou verificar se a inclusão de *hedge funds* em uma carteira representativa daquelas existentes nos fundos de pensão brasileiros contribui para a melhora da relação risco-retorno do fundo. Nós empregamos matrizes de covariâncias clássicas (históricas) e robustas (resistentes a valores extremos) em nossa análise. Pode-se concluir que o investimento em *hedge funds* de estilo macro melhora a relação risco-retorno dos fundos de pensão e que a fronteira eficiente dos fundos para um nível de risco compatível com o retorno anual real de 6% ao ano fica 26 pontos base acima daquela que não inclui *hedge funds*. A contribuição dos *hedge funds* com outros estilos não é tão expressiva.

Ao nível de risco compatível com o retorno de 6% ao ano reais a alocação em *hedge funds* é sempre expressiva, atingindo valores próximos a 20%. O retorno acumulado em um período de 300 dias de negócios quando se inclui *hedge funds* é de cerca de 95 pontos base superior à alocação sem *hedge funds*. Quando a carteira é rebalanceada a cada 3 meses, a distribuição do retorno acumulado é mais estável quando se empregam os pesos obtidos com a matriz de covariâncias robusta. Os pesos da alocação em *hedge funds* são mais estáveis que os de outras classes de ativos.

De forma geral, nossa conclusão é que a inclusão de *hedge funds* em uma carteira típica de fundos de pensão pode melhorar a relação risco-retorno, aumentar o retorno acumulado ao final de períodos de 1 ano e apresentar pesos relativamente estáveis na carteira.

Notas Finais

Os autores agradecem à Arsenal Investimentos, à Bloomberg e à Economatica pelo uso de seu banco de dados.

Apêndice

Seja $X = (X_1 \dots X_p)$ um vetor aleatório em \mathfrak{R}^p possuindo uma distribuição de forma elíptica, $F(\mu, \Sigma)$. Nossa estimativa proposta para Σ é

$$\hat{\Sigma} = (1 - \alpha) \hat{\Sigma}_R + \alpha \hat{\Sigma}^*, \quad (1)$$

em que $\hat{\Sigma}_R$ é a estimativa do Determinante de Covariância Mínima (*Minimum Covariance Determinant* - MCD) de Rousseeuw (1985), uma estimativa para a matriz de covariâncias invariante a transformações afins que alcança o maior ponto possível de ruptura, isto é, que é pouco afetada por valores atípicos, e $\hat{\Sigma}^*$ é uma estimativa da matriz de covariância com os mesmos autovetores de $\hat{\Sigma}_R$ e os autovalores de S .

A estimativa dada pela forma (1) é alternativamente expressa como

$$\hat{\Sigma}_\alpha = (1 - \alpha) \hat{\Sigma}_R + \alpha \hat{\Delta}^* I_p, \quad (2)$$

onde $\hat{\Delta}^*$ é uma matriz diagonal com os autovalores de S e I uma matriz identidade, com 1 na diagonal e zero nas demais posições. À medida que a proporção α de observações extremas se torna maior, mais peso é atribuído às variâncias estimadas por S . Entretanto, os autovalores de $\hat{\Sigma}_\alpha$ aumentam de forma diferente para cada variável. Esta é uma propriedade desejável ao se construir carteiras diversificadas.

Um trabalho relacionado é o de Leung e Ng (2004). Compreendendo que S produz variâncias infladas, eles propuseram

$$\hat{\Sigma}_\alpha^{L-Ng} = \alpha S + (1 - \alpha) \frac{tr S}{p} I_p.$$

Esta estimativa reduz os autovalores de S à sua média aritmética, mas também muda a orientação encontrada por S (o valor absoluto das correlações será menor). A vantagem da estimativa que propomos, $\hat{\Sigma}_\alpha$, sobre $\hat{\Sigma}_\alpha^{L-Ng}$, particularmente em ambientes com muitas observações atípicas, é manter a orientação robusta (correta) dos dados e corrigir cada autovalor de acordo com cada estimativa de variância clássica. É claro que se não houver pontos atípicos, as estimativas da matriz de covariância oferecidas por $\hat{\Sigma}_\alpha$, $\hat{\Sigma}_\alpha^{L-Ng}$ e S podem ser bem próximas. Leal e Mendes (2006) mostram por meio de simulações que sua estimativa se sai melhor com ativos muito voláteis do que a estimativa de Leung e Ng (2004).

Nós não tratamos a possível dependência temporal das observações. Uma forma de superar este problema é filtrar previamente os dados usando algum tipo de modelo de volatilidade de uma ou de diversas variáveis, tais como os modelos GARCH. Depois da filtragem, obtém-se as estimativas.

Para calcular a estimativa proposta pela equação 1, inicialmente calculamos $\hat{\Sigma}_R$, a estimativa MCD para a matriz de covariâncias invariante a transformações afins, que alcança o ponto máximo de ruptura possível. Para um certo inteiro h , a estimativa de localização MCD $\hat{\mu}$ é definida como a média dos h pontos do conjunto $n \times p$ de dados $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ para o qual o determinante da covariância da amostra S é mínimo.

A estimativa de covariância MCD $\hat{\Sigma}_R$ é a covariância da amostra destes h pontos. Tomando-se $h = \left\lfloor \frac{n+p+1}{2} \right\rfloor$, o MDC alcança o melhor ponto de ruptura possível para qualquer X em posição geral. Para obter consistência no modelo sob normalidade, a estimativa primária de covariância baseada nos h pontos é geralmente multiplicada por um fator. Observamos que não foi pressuposta qualquer distribuição particular para os dados. Para os casos $p \geq 2$, Davies (1987) demonstrou que, numa distribuição elíptica, as estimativas MCD $\hat{\mu}$ e $\hat{\Sigma}_R$ são, respectivamente, consistentes para μ e Σ .

Nós, então, calculamos S , a matriz de variância clássica da amostra baseada em n pontos e as decomposições espectrais: $\hat{\Sigma}_R = \hat{\Gamma}_R \hat{\Delta}_R \hat{\Gamma}_R'$ e $S = \hat{\Gamma}_* \hat{\Delta}_* \hat{\Gamma}_*'$. A nova estimativa definida pela equação 1 é obtida fazendo $\hat{\Sigma}_* = \hat{\Gamma}_R \hat{\Delta}_* \hat{\Gamma}_R'$.

Os métodos utilizados para estimar α possibilitam três alternativas para a estimativa definida pela equação 1. Quando α é empiricamente estimado utilizando-se a fração de pontos não utilizada pelo MCD, $\hat{\alpha} = \frac{n-h}{n}$, obtemos $\hat{\Sigma}_\alpha^E$. Quando α é estimado por máxima

verossimilhança, pressupondo uma distribuição elíptica particular, obtemos $\hat{\Sigma}_\alpha^N$, no caso da distribuição normal, e $\hat{\Sigma}_\alpha^T$, se for empregada uma distribuição t multivariada (distribuição mt). Para ilustrar, a Figura A1 mostra a nova estimativa calculada com os retornos logarítmicos do índice S&P500 e das letras do tesouro (T-Bill) dos EUA entre janeiro de 1995 e dezembro de 2000. A Figura A1 ilustra que o método de contaminação estimando α de forma empírica que propomos mantém a orientação do elipsóide, ao contrário do método de Leung e Ng (2004) e, obviamente, da matriz de covariância clássica.

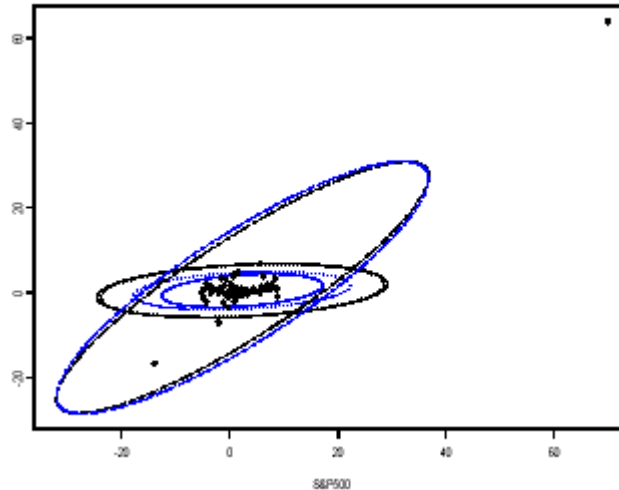


Figura A1: Elipsóides de probabilidade constante iguais a 0.999 para os retornos mensais do índice S&P500 e das letras do tesouro dos EUA (T-Bill). Os elipsóides com a mesma orientação, do menor ao maior, correspondem a $\hat{\Sigma}_R$, $\hat{\Sigma}_\alpha^N$, $\hat{\Sigma}_\alpha^E$ e $\hat{\Sigma}_\alpha^T$. Os dois grandes elipsóides com orientação diferente correspondem a S e $\hat{\Sigma}_\alpha^{L-Ng}$.

Referências

- Alestalo, N.; Puttonen, V. Asset allocation in Finnish pension funds. *Journal of Pension Economics and Finance*, v. 5, n. 1, p. 27-44, 2006.
- Ang, A.; Bekaert, G. International asset allocation with regime shifts. *Review of Financial Studies*, v. 15, n. 4, p. 1137-1187, 2002.
- Appell, D. Assets near \$25 trillion. *Pensions & Investments*, v. 35, n. 11, p. 90-91, 2007.
- Assali, N. *Análise de desempenho e características de fundos de fundos multigestores no mercado brasileiro no período de setembro/1998 a agosto/2007*. Dissertação de Mestrado Profissionalizante em Finanças e Economia, São Paulo: Fundação Getulio Vargas, 2008.
- Bekaert, G.; Harvey, C. R. Emerging Markets Volatility. *Journal of Financial Economics* v. 43, p. 29-77, 1997.
- Best, M. J.; Grauer, R. R. On the Sensitivity of Mean-Variance-Efficient Portfolios to Changes in Asset Means: Some Analytical and Computational Results. *The Review of Financial Studies*, v. 4, v. 2, p. 315-342, 1991.
- Casey, Quirk & Associates; The Bank of New York. *Why institutions can't get enough alternative investments*, 2007. Disponível em “http://www.caseyquirk.com/knowledge_center/hedge_funds.php”. Acessado em 30/8/2008.
- Clare, A.; Motson, N. *How many alternative eggs should you put in your investment basket?* Londres: City University, working paper, 2008. Disponível em <<http://ssrn.com/abstract=1157884>>. Acesso em 18/9/2008.

- Davies, P. L. Asymptotic Behavior of S-estimates of Multivariate Location Parameters and Dispersion Matrices. *Annals of Statistics*, v. 15, p. 1269-1292, 1987.
- Del Drago, A.; Galvão, A. B. Análise de Desempenho de Hedge Funds Brasileiros Via Regimes de Taxas de Juros. In: Encontro Brasileiro de Finanças, 7, São Paulo, 2007, *Anais ...* 2007. 1 CD-ROM. Disponível em <www.sbfin.org.br>. Acesso em 2/9/2008.
- Embrechts, P.; Klüppelberg, C.; Mikosch, T. *Modelling extremal events for insurance and finance*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- Engström, S.; Gröttheim, R.; Norman, P.; Ragnartz, C. *Alpha-beta separation: from theory to practice*. Estocolmo: Stockholm School of Economics, 2008. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=1137673>. Acesso em 18/9/2008.
- Fabozzi, F.; Focardi, S.; Jonas, C. Market experience with modeling for defined-benefits pension funds: evidence from four countries. *Journal of Pension Economics and Finance*, v. 4, n. 3, p. 313-327, 2005.
- Favre, L.; Galéano, J. The inclusion of hedge funds in Swiss pension fund portfolios. *Financial Markets and Portfolio Management*, v. 15, n. 4, p. 450-472, 2001.
- Figueiredo, L. F.; Tigre, L. B. Gestores independentes no Brasil: uma história de sucesso. In Varga, G.; Leal, R. P. C. *Gestão de Investimentos e Fundos*, p. 3-19, Rio de Janeiro: Financial Consultoria, 2006.
- Fletcher, J.; Hillier, J. An examination of resampled portfolio efficiency. *Financial Analysts Journal*, v. 57, n. 5, p. 66-74, 2001.
- Franco, D.; Castelo Branco, G. Risco e retorno nos *hedge funds* brasileiros. *Gestão de Investimentos e Fundos*, p. 91-100, Rio de Janeiro: Financial Consultoria, 2006.
- Fung, W.; Hsieh, D. A primer on hedge funds. *Journal of Empirical Finance*, v. 6, n. , p. 309-331, 1999.
- Handa, P.; Tiwari, A. Does stock return predictability imply improved asset allocation and performance? – Evidence from the US stock market (1954-98). University of Iowa working paper, 2000.
- Harvey, C.; Liechty, J.; Liechty, M. Bayes vs. Resampling: a rematch. *Journal of Investment Management*, porvindouro, 2008.
- Jobson, J. D.; Korkie, B. Putting Markowitz to work. *Journal of Portfolio Management*, v. 7, n. 4, p. 70-74, 1981.
- Leal, R. P. C.; Mendes, B. V. M. Robust asset allocation in emerging stock markets. *Journal of Emerging Markets*, v. 9, n. 2, p. 21-29, 2004.
- Leal, R. P. C. ; Mendes, B. V M. Alocação de Ativos com Ações Muito Voláteis. In Varga, G.; Leal, R. P. C. *Gestão de Investimentos e Fundos*, p.303-318, Rio de Janeiro: Financial Consultoria, 2006.
- Leung, P. L.; Ng, F. Y. Improved estimation of a covariance matrix in a elliptically contoured distribution. *Journal of Multivariate Analysis*, v. 88, p. 131-137, 2004.
- Mardia, K. V.; Kent, J. T.; Bibby, J. M. *Multivariate Analysis*, San Diego: Academic Press, 1992.

- Maronna, R. A. Robust M-estimators of Multivariate Location and Scatter. *The Annals of Statistics*, v. 4, p. 51-56, 1976.
- Markowitz, H. M. *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: J. Wiley, 1959.
- Markowitz, H. M.; Usmen, N. Resampled frontiers versus diffuse Bayes: an experiment. *Journal of Investment Management*, v. 1, n. 4, p. 9-25, 2003.
- Mendes, B. V. M.; Leal, R. P. C. Robust multivariate modeling in finance. *International Journal of Managerial Finance*, v. 1, n. 2, p. 95-107, 2005.
- Michaud, R. O. *Efficient Asset Management*. Cambridge, MA: Harvard Business School Press, 1998.
- Michaud, R.; Michaud, R. *Efficient asset management: a practical guide to stock portfolio optimization and asset allocation*. New York: Oxford University Press, 2008.
- Motta, L. F.; Vianna, E. *Relação risco, retorno e liquidez na construção de portfólios de fundos de fundos*, Rio de Janeiro: Departamento de Administração, PUC-Rio, 2008.
- Oliveira, R. *Desempenho, Persistência dos Retornos e Captação na Indústria de Fundos Multimercados no Brasil*. Dissertação de Mestrado em Administração de Empresas. Rio de Janeiro: Coppead/UFRJ, 2005.
- Pelosi, F. D. *Processo de investimentos de longo prazo - a importância dos hedge funds como ferramenta de alocação*. Dissertação de Mestrado, Rio de Janeiro: Ibmecc, 2003.
- Purcell, D.; Crowley, P. The reality of hedge funds. *The Journal of Investing*, v. 8, n. 3, p. 26-44, 1999.
- RiskOffice. *Metodologia dos Índices de Fundos Multimercados*. São Paulo: RiskOffice, 2007. http://www.riskoffice.com.br/documentos/metodologia_ifm_final.pdf. Consultado em 2/9/2008.
- Rocha, M. *Medidas de Desempenho para Hedge Funds no Brasil com Destaque para a Medida Ômega*. Dissertação de Mestrado em Administração de Empresas. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2006.
- Rousseeuw, P. J. Multivariate estimation with high breakdown point. In: Grossmann, W.; Pflug, G.; Vincze, I.; Wertz, W. *Mathematical Statistics and Applications*, vol. B, Reidel: Dordrecht, p. 283-297, 1985.
- Rousseeuw, P. J.; Van Zomeren, B. C. Unmasking Multivariate Outliers and Leverage Points. *Journal of the American Statistical Association*, v. 85, n. 411, p. 633-651, 1990.
- Santaniello, R.; Castro, S. Are quantitative performance indicators effective selection criteria for Brazilian local hedge funds? In: Encontro Brasileiro de Finanças, 7, São Paulo, 2007, *Anais ... 2007*. 1 CD-ROM. Disponível em <www.sbfin.org.br>. Acesso em 2/9/2008.
- Scherer, B. Portfolio resampling: review and critique. *Financial Analysts Journal*, v. 58, n. 6, p. 98-109, 2002.

- Szklo, R. *Detectando a estrutura não linear do retorno dos fundos multimercado através de um modelo de fatores*. Dissertação de Mestrado em Finanças e Economia Empresarial. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2007.
- Towers Perrin. *Processos de Gestão dos Investimentos dos Fundos de Pensão*, abril de 2008.
- Tyler, D. E. *Breakdown properties of the M-estimators of multivariate scatter*. Technical Report, Rutgers University, 1983.
- West, M.; Harrison, P. J. *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*. New York: Springer Verlag, 2a ed., 1997.
- Williamson, C. Illinois Teachers puts \$1.6 billion in alternatives. *Pensions & Investments*, v. 35, n. 11, p. 85, 2007.
- Williamson, C. Hedge fund of funds. *Pensions & Investments*, v. 35, n. 19, p. 15-25, 2007.
- Williamson, C. Calpers harbors hedge fund hope. *Pensions & Investments*, v. 36, n. 2, p. 2, 2008.
- Winkelmann, K. Improving portfolio efficiency. *Journal of Portfolio Management*, v. 30, n. 2, p. 23-38, 2004.

Tabela 1

Correlação entre os retornos nominais mensais de índices selecionados.

	AAI	AEHI	AMI	ATI	IRF-M	IMA-B	IMA-C	CDI	IFMM	IBrX
ACI	0,618	0,676	0,968	0,912	0,744	0,586	0,322	0,551	0,916	0,574
AAI		0,225	0,575	0,613	0,534	0,508	0,286	0,678	0,468	0,209
AEHI			0,576	0,558	0,456	0,412	0,000	0,572	0,552	0,572
AMI				0,837	0,740	0,636	0,337	0,599	0,915	0,599
ATI					0,784	0,521	0,307	0,683	0,862	0,438
IRF-M						0,568	0,225	0,632	0,717	0,294
IMA-B							0,679	0,071	0,617	0,324
IMA-C								0,051	0,260	0,050
CDI									0,470	0,067
IFMM										0,552

Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); IFMM-A (Banco UBS Pactual); demais indicadores: Bloomberg.

Notas: todas as séries são retornos mensais nominais iniciando em janeiro de 2002 e terminando em julho de 2008 (79 meses) exceto as do IMA-B (58 meses) e do AEHI (75 meses). ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds; AAI é o Índice Arsenal Arbitragem Investível; AEHI é o Índice Arsenal *Equity Hedge* Investível; AMI é o Índice Arsenal Macro Investível; ATI é o Índice Arsenal *Trading* Investível; IFMMA é o índice de Fundos Multimercado do UBS Pactual; o IRF-M representa títulos públicos pré-fixados; o IMA-B representa títulos públicos indexados ao índice de inflação IPCA; o IMA-C representa títulos públicos indexados ao índice de inflação IGPM; CDI representa títulos de renda fixa pós-fixados; o IBrX representa o mercado de ações; e o INPC é o índice de preços ao consumidor que representa a inflação. Mais detalhes sobre cada índice são oferecidos no texto.

Tabela 2

Estatísticas descritivas dos retornos mensais nominais de índices selecionados.

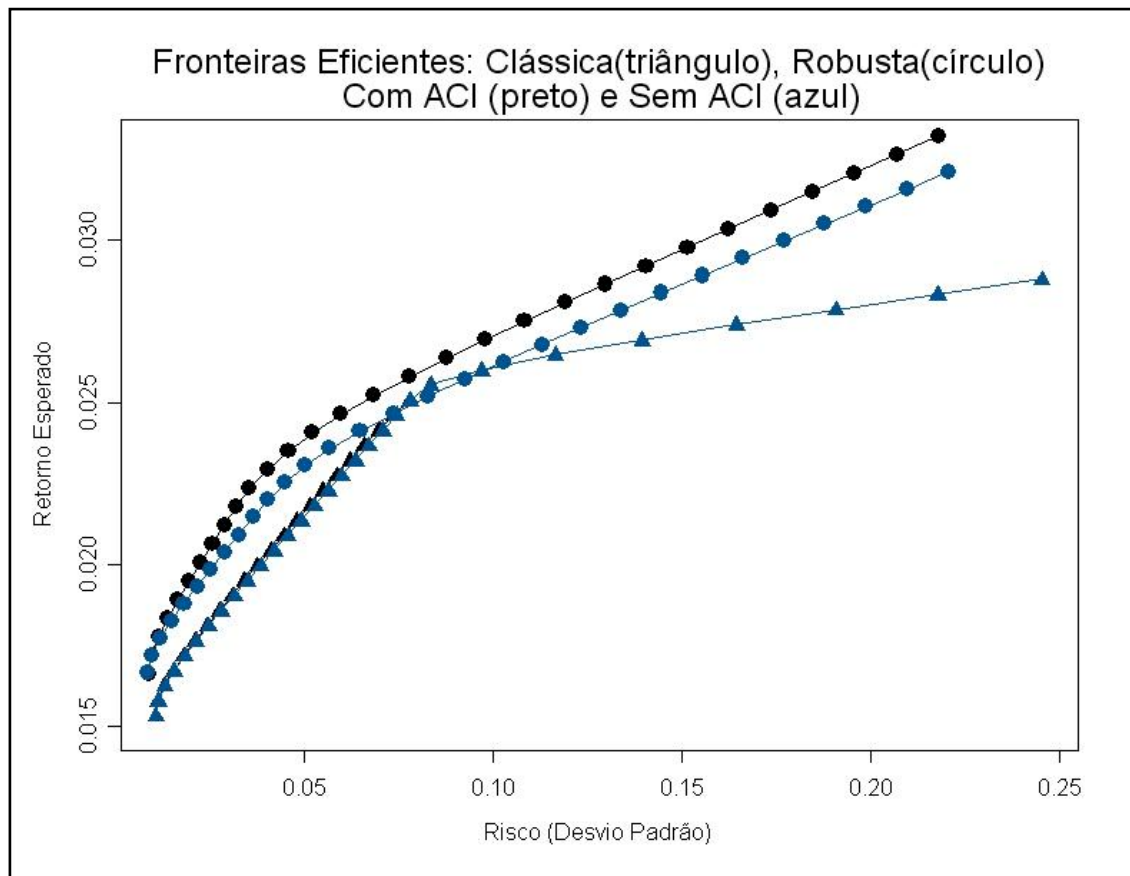
Indicador	Média	Mínimo	Mediana	Máximo	Desvio Padrão	Curtose	Assimetria
ACI	0,0143	-0,0091	0,0152	0,0296	0,0068	1,4617	-0,8265
AAI	0,0143	0,0057	0,0141	0,0251	0,0046	-0,4218	0,3240
AEHI	0,0137	-0,0200	0,0144	0,0330	0,0104	0,9531	-0,8520
AMI	0,0144	0,0160	0,0153	0,0344	0,0085	1,8996	-0,9995
ATI	0,0139	-0,0009	0,0142	0,0289	0,0058	0,3276	-0,1968
IFMMA	0,0135	-0,0163	0,0148	0,0334	0,0073	3,8752	-1,2818
IRF-M	0,0138	-0,0020	0,0142	0,0306	0,0065	0,5150	-0,3001
IMA-B	0,0142	-0,0338	0,0137	0,0587	0,0157	1,9130	0,1377
IMA-C	0,0181	-0,0115	0,0147	0,0748	0,0170	1,1222	0,9933
CDI	0,0130	0,0080	0,0128	0,0208	0,0031	-0,4622	0,3501
IBrX	0,0253	-0,1304	0,0282	0,1834	0,0674	-0,1170	-0,0783
INPC	0,0060	-0,0011	0,0048	0,0339	0,0058	8,6895	2,5353

Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); IFMM-A (Banco UBS Pactual); demais indicadores: Bloomberg.

Notas: todas as séries são retornos mensais nominais iniciando em janeiro de 2002 e terminando em julho de 2008 (79 meses) exceto as do IMA-B (58 meses) e do AEHI (75 meses). ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds; AAI é o Índice Arsenal Arbitragem Investível; AEHI é o Índice Arsenal *Equity Hedge* Investível; AMI é o Índice Arsenal Macro Investível; ATI é o Índice Arsenal *Trading* Investível; IFMMA é o índice de Fundos Multimercado do UBS Pactual; o IRF-M representa títulos públicos pré-fixados; o IMA-B representa títulos públicos indexados ao índice de inflação IPCA; o IMA-C representa títulos públicos indexados ao índice de inflação IGPM; CDI representa títulos de renda fixa pós-fixados; o IBrX representa o mercado de ações; e o INPC é o índice de preços ao consumidor que representa a inflação. Mais detalhes sobre cada índice são oferecidos no texto.

Figura 1

Fronteiras Eficientes Clássica e Robusta com e sem o Índice Arsenal Composto (ACI)

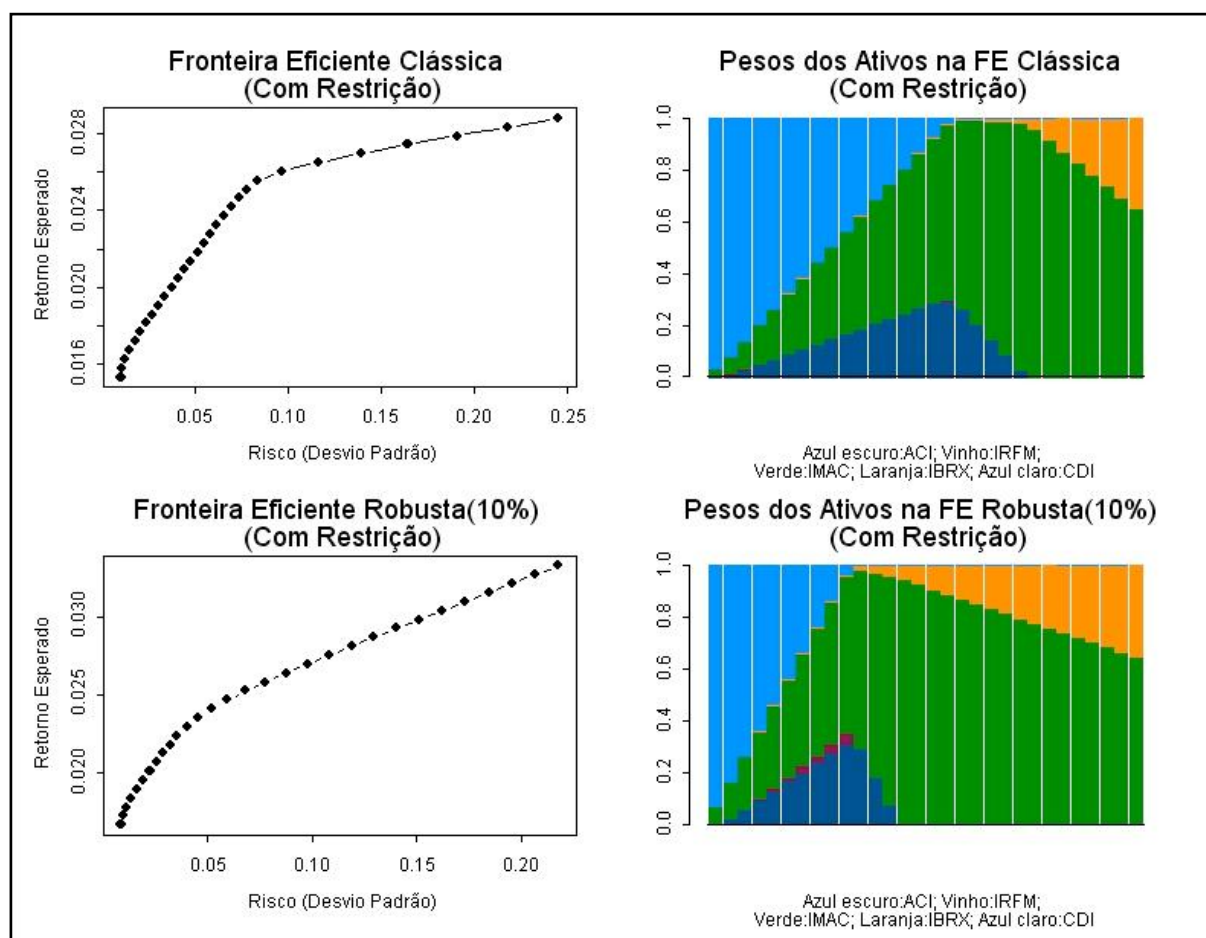


Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); demais indicadores: Bloomberg.

Notas: Retornos reais diários na forma logarítmica. ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds. O conjunto com 5 componentes (com o ACI) inclui o IRF-M, o IMA-C, o CDI e o IBrX. Mais detalhes sobre cada índice e sobre os retornos são oferecidos no texto.

Figura 2

Pesos das Classes de Ativos Seleccionadas

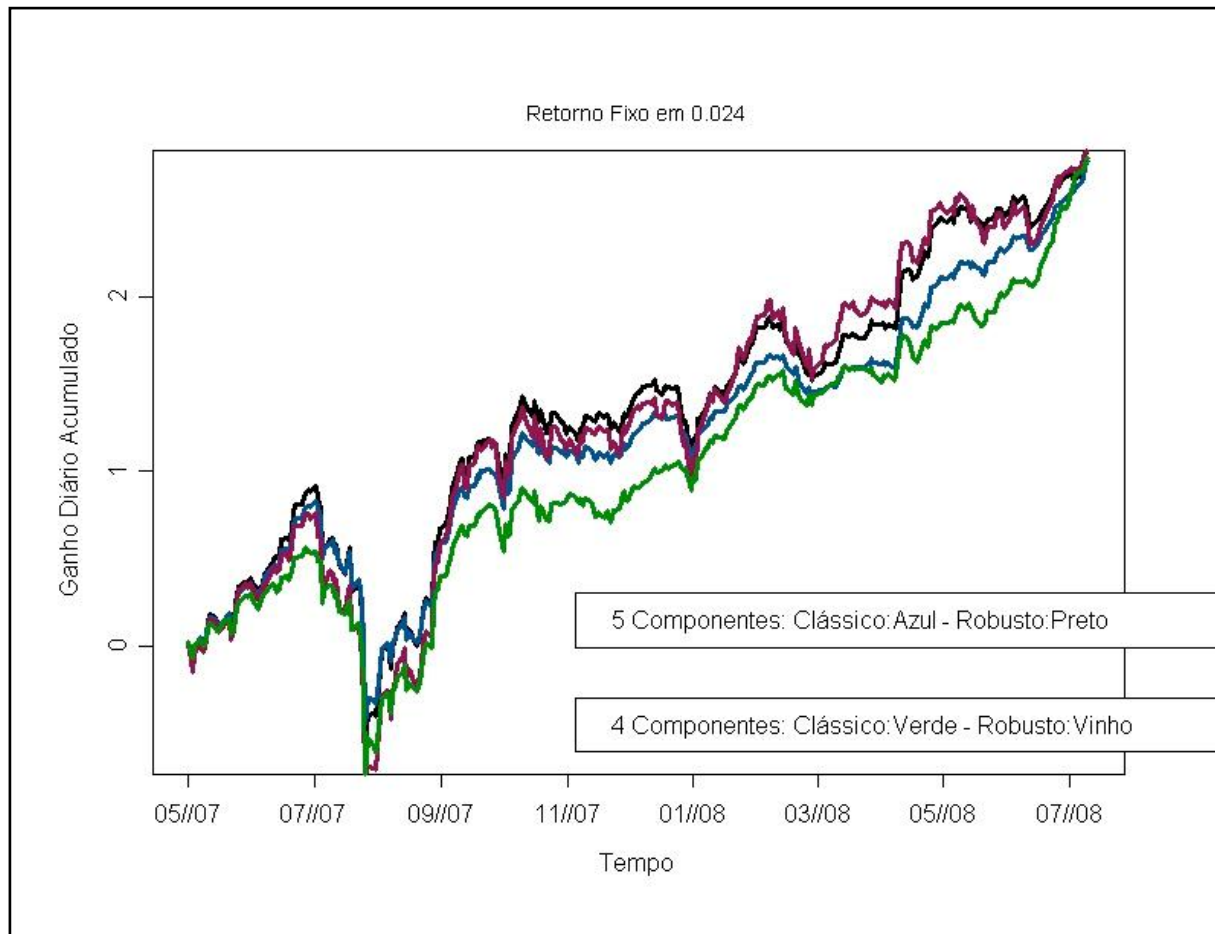


Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); demais indicadores: Bloomberg.

Notas: Retornos reais diários na forma logarítmica. Foi imposta a restrição de que as classes ACI e IBRX somadas não podem ultrapassar 35% da carteira. ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds. O conjunto com 5 componentes (com o ACI) inclui o IRF-M, o IMA-C, o CDI e o IBRX. O conjunto com 4 componentes não inclui o ACI. Mais detalhes sobre cada índice e sobre os retornos são oferecidos no texto.

Figura 3

Retornos acumulados com (5 componentes) e sem (4 componentes) a inclusão do índice ACI

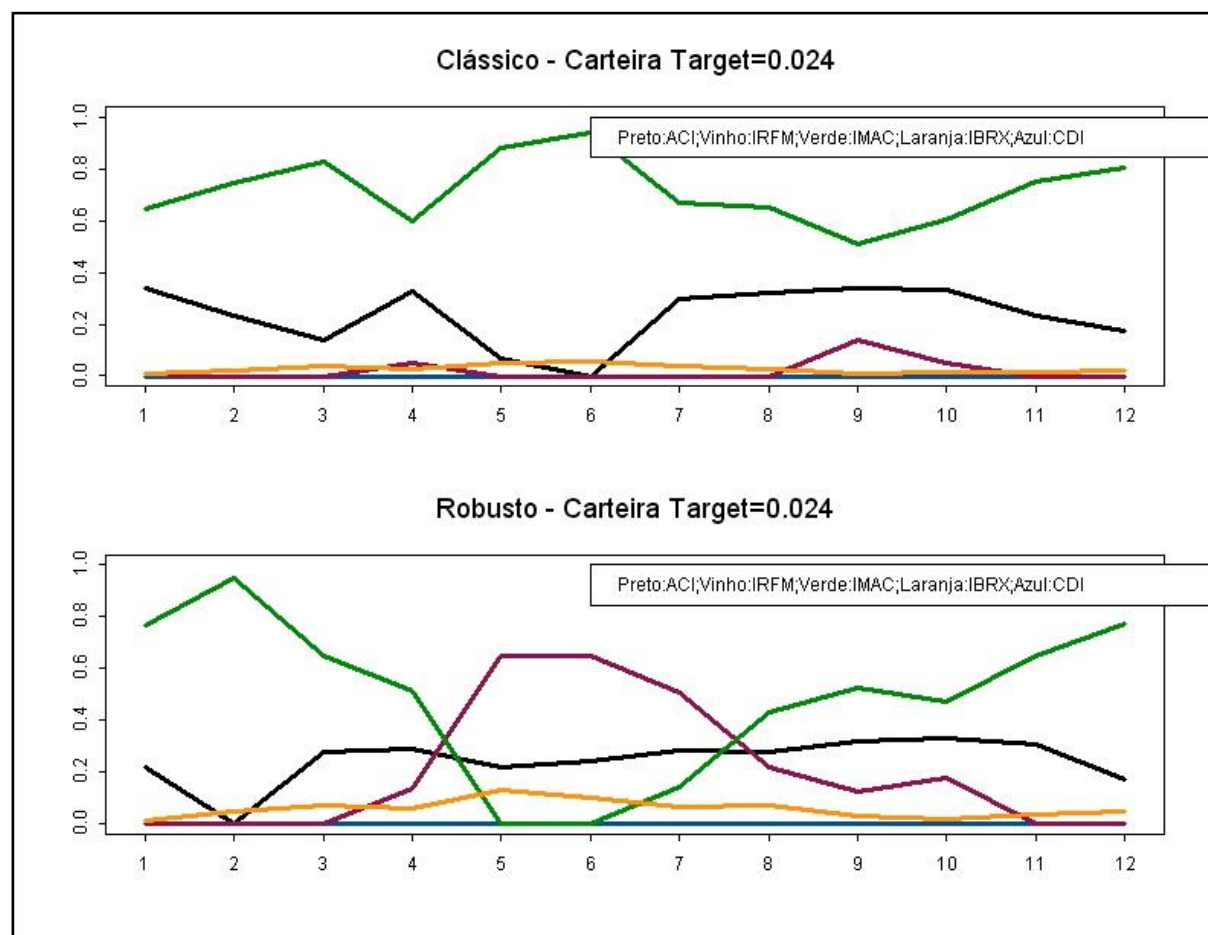


Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); demais indicadores: Bloomberg.

Nota: Retornos reais diários na forma logarítmica. Foi imposta a restrição de que as classes ACI e IBrX somadas não podem ultrapassar 35% da carteira. ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds. O conjunto com 5 componentes (com o ACI) inclui o IRF-M, o IMA-C, o CDI e o IBrX. O conjunto com 4 componentes não inclui o ACI. A alocação obtida ao final do período de estimação em ... foi de 45,2% no IRF-M, 54,1% no IMA-C e 0,7% no IBrX quando não se considerou o ACI. Com o ACI, a alocação foi de 34,2% no ACI, 15,9% no IRF-M, 49,1% no IMA-C e 0,8% no IBrX. As carteiras alvo correspondem a um nível de risco compatível com o retorno real diário logarítmico de 0,024 (cerca de 6,5% ao ano reais). Mais detalhes sobre cada índice e sobre os retornos são oferecidos no texto.

Figura 4

Dinâmica dos pesos de índices selecionados calculados em 12 períodos de 66 dias iniciados em 2/6/2005.

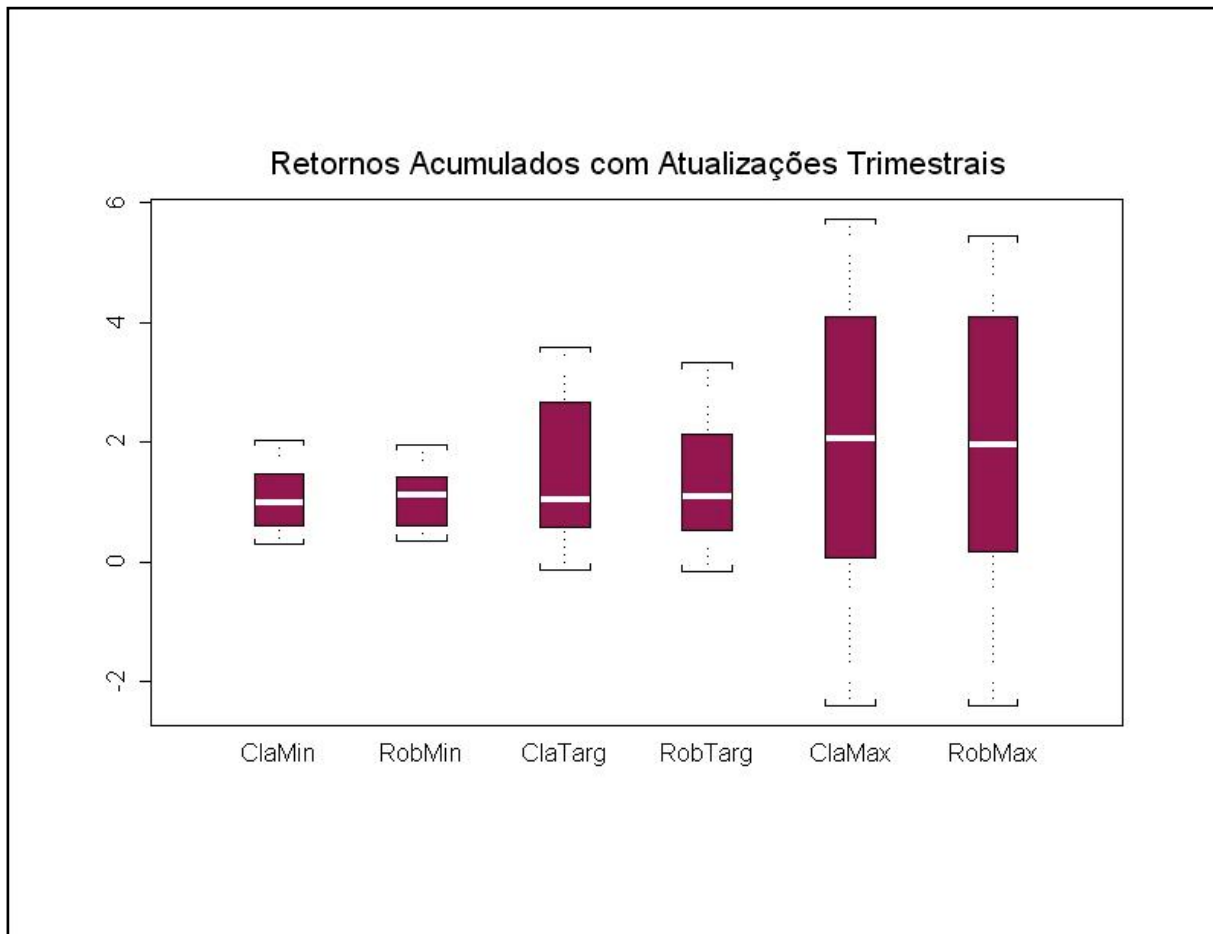


Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); demais indicadores: Bloomberg.

Nota: Retornos reais diários na forma logarítmica. Foi imposta a restrição de que as classes ACI e IBrX somadas não podem ultrapassar 35% da carteira. ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds. Foi usado o conjunto com 5 componentes que inclui o ACI, IRF-M, o IMA-C, o CDI e o IBrX. A carteira alvo corresponde a um nível de risco compatível com o retorno real diário logarítmico de 0,024 (cerca de 6,5% ao ano reais). Mais detalhes sobre cada índice e sobre os retornos são oferecidos no texto.

Figura 5

Dispersão do retorno acumulado ao final de 12 períodos de 66 dias com rebalanceamento



Fontes: Índices Arsenal (www.arsenalinvestimentos.com.br); demais indicadores: Bloomberg.

Nota: Retornos reais diários na forma logarítmica. Foi imposta a restrição de que as classes ACI e IBrX somadas não podem ultrapassar 35% da carteira. ACI é o Índice Arsenal Composto Investível de Hedge Funds. Foi usado o conjunto com 5 componentes que inclui o ACI, IRF-M, o IMA-C, o CDI e o IBrX. A carteira alvo corresponde a um nível de risco compatível com o retorno real diário logarítmico de 0,024 (cerca de 6,5% ao ano reais). Mais detalhes sobre cada índice e sobre os retornos são oferecidos no texto. O rebalanceamento foi feito a cada 66 dias.

