

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
INSTITUTO DE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA
MESTRADO PROFISSIONALIZANTE DE “MODELAGEM MATEMÁTICA EM
FINANÇAS”

ANÁLISE DE ESTILO BASEADA EM RETORNOS:
UMA APLICAÇÃO AO MERCADO BRASILEIRO DE FUNDOS DE
INVESTIMENTO

Claudia Ferrari

Orientador: Henrique Von Dreifus

SÃO PAULO

2005

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Francisco César Polcino Miller
Diretor do Instituto de Matemática e Estatística

Prof. Dr. Henrique Von Dreifus
Coordenador do Mestrado Profissionalizante de Modelagem Matemática em Finanças

CLAUDIA FERRARI

**ANÁLISE DE ESTILO BASEADA EM RETORNOS:
UMA APLICAÇÃO AO MERCADO BRASILEIRO DE FUNDOS DE
INVESTIMENTO**

Dissertação apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade e ao Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo para obtenção do Título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Henrique Von Dreifus

SÃO PAULO
2005



Dissertação defendida e aprovada na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade e no Instituto de Matemática e Estatística da Universidade de São Paulo – Mestrado Profissionalizante de Modelagem Matemática em Finanças pela seguinte banca examinadora:

Ferrari, Claudia

Análise de estilo baseada em retornos : uma aplicação ao mercado brasileiro de fundos de investimento / Claudia Ferrari. -- São Paulo, 2005.

58 p.

Dissertação (Mestrado Profissionalizante) – Universidade de São Paulo, 2005
Bibliografia.

I. Investimentos 2. Fundo de investimento 3. Programação quadrática 4. Finanças 5. Administração de investimentos I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade.
II. Universidade de São Paulo. Instituto de Matemática e Estatística.
III. Título.

CDD – 332.6

Gostaria de agradecer ao Prof. Oswaldo L. C. Valle pela ajuda e pela paciência em me orientar neste trabalho. Também gostaria de agradecer a José Ricardo pelo incentivo e companhia neste período difícil, mas muito importante para mim; aos meus pais Sylvio e Ana pelo estímulo que sempre me deram em todos os meus projetos; à minha tia Maria Elvira pelo exemplo e inspiração; à Paula pelo apoio recebido e por fim a todos os meus amigos que me acompanharam nesta jornada.

**Either you understand your risk
or you don't play the game**

Arthur Ashe

RESUMO

A análise de estilo baseada em retornos é um método quantitativo que permite um melhor entendimento sobre o estilo de gestão dos fundos de investimentos. Este método compara os retornos históricos do fundo em estudo com os retornos de índices passivos de mercado, os quais funcionam como indicadores de estilo do fundo. Os pesos de cada índice de mercado dentro da carteira analisada são obtidos através de programação quadrática por causa de restrições de desigualdade. Como os testes estatísticos tradicionais não podem ser aplicados neste caso, foram desenvolvidos métodos alternativos para verificar a significância dos coeficientes estimados. Estes métodos envolvem tanto a derivação da estatística *t* aproximada quanto a distribuição assintótica obtida por meio da técnica de *bootstrapping*. Por fim, a metodologia e os testes acima descritos são aplicados a uma amostra de fundos de investimentos brasileiros.

ABSTRACT

Return-based style analysis is a quantitative method which allows a better understanding of the management style of investment funds. This method compares historical returns from funds with returns from passive market indexes, which work as style indicators. Because of inequality constraints, the weights of each market index inside the portfolio are obtained through quadratic programming. Traditional statistical tests can not be applied in this case; therefore alternative methods to check the statistical relevance of the estimated coefficients were developed. These methods are an approximated derivation of the t-statistics and an asymptotic distribution of the coefficients by the use of bootstrapping method. Finally, the methodology and the tests above described are applied to a sample of Brazilian investment funds.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	3
LISTA DE GRÁFICOS	4
1 INTRODUÇÃO.....	5
2 O MODELO DE ANÁLISE DE ESTILO BASEADA EM RETORNOS.....	8
2.1 Estilo e seleção	8
2.2 Métodos de estimação	10
2.3 Eficácia do modelo	11
2.4 Ampliação do modelo: carteiras com mais de um gestor.....	11
2.5 Vantagens e desvantagens	12
3 APRIMORAMENTOS DO MODELO DE SHARPE	15
3.1 Intervalos de Confiança - Lobosco e DiBartolomeo (1997)	15
3.2 Distribuição Assintótica e Bayesiana - Kim, Stone e White (1999)	18
3.3 Distribuição Assintótica - Otten e Bams (2001).....	21
3.4 Filtro de Kalman – Swinkels e Sluis (2001).....	23
4 RESULTADOS EMPÍRICOS.....	28
4.1 Índices Passivos de Mercado.....	28
4.2 Fundos de Investimento.....	30
4.2.1 BNP Paribas RF.....	31
4.2.2 Claritas Hedge	33
4.2.3 Fator Balanceado	35
4.2.4 Hedging-Griffo Verde	37
4.2.5 Itaú Performance.....	39
4.2.6 JGP Hedge	41
4.2.7 Nobel Advanced Aggressive	43
4.2.8 Pactual Hedge	45
4.2.9 Sul América Multicarteira	47
4.2.10 Votorantim Dinâmico	49
4.3 Carteira de Fundo de Fundos.....	51
4.4 Análise Dinâmica	55
5 CONCLUSÃO.....	58
6 REFERÊNCIAS	59
7 ANEXO	61
7.1 Definição dos índices passivos de mercado	61
7.1.1 IBX	61
7.1.2 Ibovespa.....	61
7.1.3 Câmbio	61
7.1.4 CDI	61
7.1.5 Selic	62
7.1.6 Pré 30 Dias	62
7.1.7 Pré 360 Dias	62
7.1.8 CDB Pré.....	62
7.1.9 CDB Pós	62
7.1.10 CDB Flutuante DI.....	62
7.1.11 CDB Flutuante Outros	63
7.1.12 C Bond.....	63
7.2 Breve descrição dos fundos de investimento.....	63

7.2.1	BNP Paribas RF.....	63
7.2.2	Claritas Hedge	63
7.2.3	Fator Balanceado	63
7.2.4	Hedging-Griffo Verde	64
7.2.5	Itaú Performance RF.....	64
7.2.6	JGP Hedge	64
7.2.7	Nobel Advanced Agressive	64
7.2.8	Pactual Hedge	65
7.2.9	Sul América Multicarteira	65
7.2.10	Votorantim Dinâmico	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Correlações dos Índices de Mercado	28
Tabela 2 – Correlações dos Índices de Mercado	30
Tabela 3 – BNP Paribas RF – Jul/00 a Jun/05.....	32
Tabela 4 – Claritas Hedge – Jul/00 a Jun/05	34
Tabela 5 – Fator Balanceado – Jul/00 a Jun/05	36
Tabela 6 – Hedging-Griffo Verde – Jul/00 a Jun/05	38
Tabela 7 – Itaú Performance – Jul/00 a Jun/05	40
Tabela 8 – JGP Hedge – Jul/00 a Jun/05	42
Tabela 9 – Nobel Advanced Aggressive – Jul/00 a Jun/05	44
Tabela 10 – Pactual Hedge – Jul/00 a Jun/05.....	46
Tabela 11 – Sul América Multicarteira – Jul/00 a Jun/05	48
Tabela 12 – Votorantim Dinâmico – Jul/00 a Jun/05.....	50
Tabela 13 – Fundo de Fundos Esperado– Método de Lobosco e DiBartolomeo	52
Tabela 14 – Fundo de Fundos Esperado– Método de Otten e Bams.....	52
Tabela 15 – Fundo de Fundos – Resultado Real	54
Tabela 16 – Resultados com o uso do Filtro de Kalman	55
Tabela 17 – Resultados da análise de estilo tradicional (sem restrição de desigualdade).....	56

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – BNP Paribas RF – Jul/00 a Jun/05	33
Gráfico 2 – Claritas Hedge – Jul/00 a Jun/05	35
Gráfico 3 – Fator Balanceado – Jul/00 a Jun/05.....	37
Gráfico 4 – Hedging-Griffo Verde – Jul/00 a Jun/05	39
Gráfico 5 – Itaú Performance – Jul/00 a Jun/05	41
Gráfico 6 – JGP Hedge– Jul/00 a Jun/05.....	43
Gráfico 7 – Nobel Advanced Aggressive – Jul/00 a Jun/05.....	45
Gráfico 8 – Pactual Hedge – Jul/00 a Jun/05.....	47
Gráfico 9 – Sul América Multicarteira – Jul/00 a Jun/05.....	49
Gráfico 10 – Votorantim Dinâmico – Jul/00 a Jun/05.....	51

1 INTRODUÇÃO

Classificar um fundo com base em seu estilo de investimento pode ser uma tarefa complicada, mesmo que se leve em consideração dados bastante específicos, como o seu nome, classificação na Anbid (Associação Nacional dos Bancos de Investimento), o prospecto provido pelo gestor ou até mesmo a composição da carteira. Entender quais são os fatores que realmente fazem a diferença na performance de um fundo pode ser desafiador, principalmente quando se analisam os chamados fundos “multimercado” que, como o próprio nome indica, são aqueles que atuam em diversos segmentos de mercado ao mesmo tempo.

A análise de estilo de fundos de investimento pode ser feita de duas formas (LHABITANT, 2004, p. 215): através do estudo direto da composição da carteira do respectivo fundo ou através do estudo do comportamento dos retornos do fundo. Em ambos os casos, busca-se “[...] determinar a combinação de índices passivos que replicariam de forma mais aproximada a performance de uma dada carteira em um período de tempo específico.”¹ (LHABITANT, 2004, p. 215). O foco do presente estudo é a análise de estilo baseada em retornos aplicada especificamente ao caso dos fundos de investimento brasileiros.

A análise de estilo baseada em retornos foi introduzida pela primeira vez por Sharpe (1988, 1992) e o seu objetivo era entender qual era a “[...] combinação total dos ativos efetivos do investidor.”² (SHARPE, 1992, p. 7). Por meio da análise de regressão com restrições, Sharpe comparou o retorno histórico de um fundo com uma série de retornos de índices passivos. Os coeficientes obtidos a partir desta regressão indicavam a sensibilidade da carteira em estudo em relação aos índices passivos. Foram impostas restrições aos coeficientes de forma a adequar à interpretação intuitiva dos mesmos. Uma das restrições é de que a soma dos coeficientes tem de ser igual a um. A outra restrição é de que todos os pesos devem ser maiores ou iguais a zero, ou seja, não é permitida a venda a descoberto. Essas restrições auxiliaram no entendimento do peso de cada índice dentro da carteira analisada.

Uma das características da análise de estilo baseada em retornos é que ela permite subdividir a performance em dois componentes principais: o estilo (que seria explicado pelos ativos que compõem o fundo) e a seletividade (que é a habilidade do gestor em escolher os melhores ativos disponíveis). A seletividade é uma medida do valor adicionado pelo gestor ao fundo,

¹ “[...] to determine the combination of passive indices that would most closely replicate the performance of a given portfolio over a specific time period.”

² “[...] investor’s overall effective asset mix”

além daquela que seria obtida pura e simplesmente através do investimento em índices passivos. O entendimento do estilo do fundo permite a construção de índices personalizados de comparação (“benchmarks”) para a performance do mesmo.

- ✦ Uma das vantagens da análise de estilo baseada em retornos é de que ela requer muito pouco para a sua devida implementação. São necessárias apenas as séries de tempo dos retornos dos fundos em análise e dos índices passivos. Em comparação com o estudo direto da composição da carteira de um fundo, a análise de estilo baseada em retornos pode ser um pouco menos acurada, mas é de mais fácil e rápida implementação. Outra vantagem está relacionada ao baixo nível de sofisticação requerido, o que explica porque a análise de estilo baseada em retornos é bastante utilizada pela indústria de fundos de investimentos nos mercados desenvolvidos (Estados Unidos e Europa).

Um dos problemas relacionados ao seminal trabalho de Sharpe foi a impossibilidade de verificar a significância estatística dos coeficientes obtidos pela análise. As restrições impostas ao modelo não permitem que a análise tradicional de intervalos de confiança seja aplicada aos coeficientes estimados. O artigo de Lobosco e DiBartolomeo (1997) propõe uma solução para este problema ao desenvolver um procedimento que deriva intervalos de confiança aproximados para os coeficientes estimados. Os autores baseiam-se em uma expansão de Taylor para obter uma aproximação dos intervalos de confiança tradicionais. Outra solução foi proposta pelos artigos de Kim, Stone e White (1999) e Otten e Bams (2001). Os autores destes trabalhos propõem a construção da distribuição assintótica dos coeficientes estimados através do método de Monte Carlo. Com base na distribuição assintótica seria possível verificar não apenas se os coeficientes são estatisticamente relevantes, mas também a sua precisão e se eles são significativamente diferentes entre si.

Outro problema relacionado ao método proposto por Sharpe está na suposição implícita de que o estilo do fundo permanece constante ao longo do tempo. Swinkels e Sluis (2001) propõem que os coeficientes sejam estimados por meio do Filtro de Kalman. Este método seria capaz de introduzir dinamismo ao modelo, ao supor que o comportamento dos coeficientes seja semelhante a um passeio aleatório.

O presente trabalho está estruturado da seguinte forma: o capítulo 2 apresenta o modelo original de análise de estilo baseada em retornos desenvolvida por Sharpe; o capítulo 3 descreve as soluções propostas respectivamente por Lobosco e DiBartolomeo (1997), Kim, Stone e White (1999), Otten e Bams (2001) e por Swinkels e Sluis (2001) para os problemas dos intervalos de confiança e da falta de medidas estatísticas quando são impostas restrições aos coeficientes; o capítulo 4 mostra a aplicação do modelo de Sharpe e os seus

desenvolvimentos a uma amostra de fundos de investimento brasileiros e, por fim, o capítulo 5 apresenta as conclusões do estudo.

2 O MODELO DE ANÁLISE DE ESTILO BASEADA EM RETORNOS

A teoria de Sharpe (1992, p. 7) parte de um modelo genérico de fatores conforme a equação abaixo:

$$\tilde{R}_i = [b_{i1} * \tilde{F}_1 + b_{i2} * \tilde{F}_2 + \dots + b_{in} * \tilde{F}_n] + \tilde{\epsilon}_i$$

O retorno da carteira \tilde{R}_i é definido como a soma das n classes de ativos ($\tilde{F}_1, \tilde{F}_2, \dots, \tilde{F}_n$) ponderados pelos respectivos pesos ($b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{in}$) mais um componente residual ($\tilde{\epsilon}_i$). O til em cima das variáveis indica que os seus valores reais são desconhecidos. Uma suposição importante para este modelo é de que o termo residual ($\tilde{\epsilon}_i$) não possui nenhuma correlação com os demais fatores dentro dos colchetes. Ou seja, apenas há correlação entre os retornos e as n classes de ativos.

O modelo de análise de estilo de Sharpe pode ser considerado como um caso especial do modelo genérico de fatores, pois requer que a soma dos n pesos b_{ij} seja igual a 1 (SHARPE, 1992, p.7). Desse modo, o retorno de um fundo pode ser replicado pela soma de índices passivos ponderados pelo seu peso respectivo dentro da carteira mais um termo residual, sendo que a soma dos pesos deve ser igual a 1.

2.1 Estilo e seleção

Uma importante contribuição do trabalho de Sharpe é a separação dos componentes do retorno em dois elementos principais: estilo e seleção. A soma dos fatores dentro dos colchetes determina o estilo do fundo, enquanto que o termo residual ($\tilde{\epsilon}_i$) é a parte do retorno obtida pela seleção especificada pelo gestor. Ou seja, a soma dos n índices passivos define o estilo do portfólio, enquanto que o termo residual representa o quanto do retorno do fundo não é explicado por esses fatores, mas que se deve à seleção de ativos feita pelo gestor da carteira. A partir do modelo de Sharpe é possível fazer uma diferenciação entre gestão ativa e passiva. Enquanto que através da gestão passiva o investidor obtém um estilo de investimento, por meio da gestão ativa o investidor obtém tanto um estilo como uma seleção diferenciada do seu investimento. Essa diferenciação permite aos gestores ativos a cobrança de taxas de administração mais altas, já que os retornos proporcionados por uma seleção diferenciada de

ativos não são facilmente replicáveis, o que não ocorre na gestão passiva (SHARPE, 1992, p. 16).

Outra utilidade da análise de estilo de Sharpe é a possibilidade de construção de benchmarks personalizados. O retorno de um fundo pode ser comparado à combinação de índices passivos com estilo semelhante, estimado com dados anteriores à performance que se vai mensurar posteriormente. De acordo com Sharpe (1992, p. 16), “a carteira de um benchmark deve ser 1) uma alternativa viável, 2) não pode ser batida com facilidade, 3) barata, e 4) identificável antes da performance do fundo ser efetivamente mensurada.”³ Todos estes pré-requisitos podem ser preenchidos com a análise de estilo baseada em retornos.

É importante salientar que o termo residual obtido na estimação do estilo do fundo é diferente daquele obtido durante a mensuração da performance posterior do fundo em questão. Essa diferença é consequência da amostra de dados utilizados em cada caso. Durante a estimação do estilo do fundo, o termo residual é o resultado da diferença entre o retorno do fundo e o retorno obtido pela combinação dos índices passivos. Nesse caso, o termo residual faz parte da amostra de dados utilizada na estimação do estilo do fundo. Já o termo residual que decorre da comparação de um fundo com a carteira de índices passivos é bastante diferente porque ele é obtido a partir de retornos fora da amostra que serviu de base para a estimação do estilo do fundo em questão.

Para medir a influência do estilo e da seleção no retorno da carteira, bem como a eficácia do modelo, é utilizada a medida de R^2 :

$$R^2 = 1 - \frac{\text{Var}(\tilde{\epsilon}_i)}{\text{Var}(\tilde{R}_i)}$$

O termo R^2 indica a proporção da variância de \tilde{R}_i que é explicada pelas n classes de ativos. Já o termo $\text{Var}(\tilde{\epsilon}_i) / \text{Var}(\tilde{R}_i)$ define a proporção de \tilde{R}_i explicada pela seleção do gestor. O objetivo do modelo é selecionar o estilo que minimize a variância de $\tilde{\epsilon}_i$.

Sharpe reconhece que a medida R^2 tem limitações para medir a eficácia do modelo, já que ela utiliza apenas os dados incluídos na amostra. Um teste mais adequado para o julgamento do modelo seria a sua habilidade em explicar o comportamento dos retornos do fundo a partir de dados fora da amostra utilizada para a estimação do estilo do fundo. Este teste é o mais indicado por Sharpe porque os testes convencionais de significância estatística não podem ser utilizados quando o modelo é estimado por meio de programação quadrática. Segundo Sharpe

³ “A benchmark portfolio should be 1) a viable alternative, 2) not easily beaten, 3) low in cost, and 4) identifiable before the fact.”

(1992, p.19), “quando a programação quadrática é empregada, as suposições por trás destes testes são violadas [...]”⁴, o que faz com que apenas os testes com dados fora da amostra sejam mais adequados na avaliação do modelo. Esta característica do método de programação quadrática será um item importante no desenvolvimento posterior do modelo de Sharpe, e será analisada no capítulo seguinte deste trabalho.

2.2 Métodos de estimação

Ao aplicar a análise de estilo a uma amostra de fundos, Sharpe empregou três métodos de estimação para os coeficientes do modelo: regressão linear sem restrições, regressão linear com restrições de igualdade e regressão linear com restrições de igualdade e desigualdade (chamado no restante deste trabalho de programação quadrática). O primeiro método (regressão linear sem restrições) foi o que proporcionou o maior valor para a medida R^2 dentre os três métodos analisados. Entretanto, a regressão linear simples, sem restrições, tem duas desvantagens: o somatório dos coeficientes não é necessariamente igual a 1 e o valor de cada coeficiente específico pode ser tanto negativo quanto positivo. Para que a análise de estilo faça sentido, é preciso que a combinação das classes de ativos tenha somatório igual a 1 pois o objetivo da análise é obter a participação de cada ativo na carteira analisada. Por isso a regressão linear sem restrições não é um método satisfatório para estimar o modelo de Sharpe. A escolha lógica para lidar com o problema do somatório dos coeficientes seria a escolha da regressão linear com restrições. Como custo por esta escolha, há uma perda em termos de R^2 . No entanto, ainda há um segundo problema com os coeficientes estimados, que devem necessariamente ter valores compreendidos entre zero e 1. Neste caso, somente a regressão linear que combina tanto restrições de igualdade (soma dos b_{in} igual a 1) com restrições de desigualdade ($0 \leq b_{in} \leq 1$) pode resolver este problema. Conseqüentemente, ao inserir mais uma restrição ao modelo, há uma perda em termos de R^2 .

Para entender porque essas desvantagens foram decisivas para que Sharpe escolhesse o método de programação quadrática para estimar o seu modelo é preciso, antes de tudo, conhecer o contexto em que se insere a análise de estilo proposta pelo autor. O universo estudado por Sharpe é o de fundos mútuos de investimento americanos, com um enfoque especial sobre os fundos mútuos de ações. Estes fundos têm como norma não permitir a venda de ações a descoberto. Outra limitação imposta é a proibição em operarem alavancados,

⁴ “When quadratic programming is employed, the assumptions that lie behind such tests are violated [...]”

Portanto, não faria sentido para a análise de Sharpe se alguns dos coeficientes fossem negativos ou tivessem valores maiores que 1, pois indicariam a presença, respectivamente, de venda a descoberto e posicionamento alavancado. Para tratar esta desigualdade foi preciso utilizar um algoritmo de programação quadrática.

2.3 Eficácia do modelo

A utilidade do modelo vai depender dos índices passivos que representam as classes de ativos escolhidas para a sua implementação prática. Portanto, Sharpe elenca uma série de características desejáveis dos índices escolhidos para análise: eles devem ser mutuamente exclusivos, exaustivos e ter retornos que diferem. Em termos mais práticos, Sharpe quis dizer que os ativos que compõem um determinado índice não podem fazer parte de outro, além de que os índices escolhidos devem abranger o maior número possível de ativos disponíveis no mercado. Adicionalmente, os retornos de cada índice devem ter baixa correlação entre si e se a correlação for alta, devem ter desvios-padrão diferentes. (SHARPE, 1992, p. 8). Se estas condições não forem seguidas é possível que o modelo tenha problemas de multicolinearidade, por exemplo.

Outro aspecto analisado por Sharpe é a introdução de fatores específicos que influenciam em determinados setores econômicos. O modelo genérico de fatores que é aplicado para explicar os retornos das ações faz uso de indicadores tais como os retornos obtidos por determinados grupos industriais ou setores econômicos, o que não é aplicável à análise de estilo. A razão está em que o gestor busca em geral fazer uma diversificação de sua carteira e, portanto, escolhe ações dos mais variados setores. Muito embora a análise de Sharpe tenha um enfoque especial sobre os fundos de ações, o uso destes fatores é desaconselhado porque não adiciona poder explicativo ao modelo. Conseqüentemente, Sharpe prefere fazer uso de índices passivos que representam classificações mais genéricas como índices de ações de valor ou crescimento, ou índices de ações de alta ou baixa capitalização de mercado.

2.4 Ampliação do modelo: carteiras com mais de um gestor

Uma das principais preocupações de Sharpe ao desenvolver a sua teoria foi proporcionar um método que permitisse ao investidor ter uma compreensão ampla de sua carteira total de investimentos. Como um investidor pode ter aplicações em mais de um fundo, seria

necessário um modelo que consolidasse as características principais de todos os investimentos. Na visão de Sharpe (1992, p. 16), “para uma carteira de múltiplos gestores, o estilo é mais importante do que para um fundo individual.”⁵ Para representar a carteira total de um investidor, Sharpe utilizou a seguinte equação:

$$\tilde{R}_p = \sum_{i=1}^n W_i * \tilde{R}_i$$

O termo W_i indica a proporção de ativos alocados no fundo i e o termo \tilde{R}_p representa o retorno da carteira consolidada.

Substituindo o termo acima na equação original de Sharpe, obtemos:

$$\tilde{R}_p = \left[\sum_i W_i b_{i1} \right] * \tilde{F}_1 + \left[\sum_i W_i b_{i2} \right] * \tilde{F}_2 + \dots + \left[\sum_i W_i b_{in} \right] * \tilde{F}_n + \left[\sum_i W_i \tilde{e}_i \right]$$

Que pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\tilde{R}_p = \left[b_{p1} * \tilde{F}_1 + b_{p2} * \tilde{F}_2 + \dots + b_{pn} * \tilde{F}_n \right] + \tilde{e}_p$$

Os termos $b_{p1}, b_{p2}, \dots, b_{pn}$ indicam a exposição ponderada de cada classe de ativos na carteira consolidada, enquanto que os termos \tilde{F}_j definem os retornos para as n diferentes classes de ativos.

Olhando a carteira por uma perspectiva mais geral, é possível compreender porque é importante a diversificação dos fundos escolhidos. Supondo que os termos residuais são descorrelacionados, a diversificação da carteira permite uma redução significativa da variância do termo residual consolidado (\tilde{e}_p) e, ao mesmo tempo, um grande aumento da variância atribuída à alocação dos ativos. E mesmo que alguns resíduos sejam correlacionados, ainda assim haverá uma substancial redução do risco de seleção dos ativos através da alocação em vários fundos. (SHARPE, 1992, p. 16).

2.5 Vantagens e desvantagens

A adoção da análise de estilo baseada em retornos tem uma série de vantagens, entre as quais podemos destacar a sua utilidade em determinar o estilo médio de longo prazo de um fundo, bem como a sua consistência ao longo do tempo. Além disso, também é possível estimar as implicações em termos de risco e retorno resultantes das decisões estratégicas do gestor. A análise de estilo é uma ferramenta bastante útil para verificar se o estilo de gestão de um

⁵ “For a multiple-manager portfolio, style is even more important than for an individual fund.”

fundo está sendo seguido de fato, sendo possível determinar se houve uma mudança significativa no estilo de um fundo causada pela variação dos ativos que o compõem. (CUMMISFORD e LUMMER, 1996, p. 70).

Em comparação à análise de estilo fundamental, muitas vezes as informações sobre a real composição da carteira do fundo não estão disponíveis ou então são divulgadas com atraso. A análise de estilo baseada em retornos é uma forma eficaz de resolver esta deficiência. No entanto, o uso dos dois métodos (a análise fundamental da carteira em conjunto com a análise de estilo baseada em retornos) é recomendável porque proporciona uma visão mais completa do estilo de um gestor. Segundo Cummisford e Lummer (1996, p. 71), a análise de estilo também permite a construção de benchmarks personalizados, que são uma forma mais acurada de avaliação da performance de um fundo.

Há várias críticas ao modelo de Sharpe. Uma delas refere-se ao uso da correlação entre os dados para inferir o estilo do fundo. Segundo Christopherson (1995, p. 32), o uso da análise de correlação pode gerar dois problemas principais: o primeiro é a suscetibilidade dos retornos a dados com ruídos e o segundo é que as correlações reagem muito lentamente a mudanças na composição da carteira. Em relação ao primeiro problema, Christopherson (1995, p. 33) salienta que "ao subestimar os efeitos do ruído, o método pode levar um analista a concluir que uma carteira está exposta a fatores de retorno, quando, de fato, nenhuma exposição existe."⁶ Este problema pode ser exemplificado pelo caso de um fundo que investe em ações, mas cuja carteira não segue necessariamente a composição da carteira do índice de ações passivo que serve de medida para o seu estilo. Conseqüentemente, o resultado da análise de estilo do fundo será que o mesmo possui uma exposição ao índice de ações passivo mais um "ruído" gerado pela diferença das carteiras. Este ruído pode levar o analista a identificar um outro índice passivo que não faz parte da carteira. O problema do ruído na análise de Sharpe pode ser introduzido por inúmeros fatores. Um deles é a escolha de períodos muito curtos de análise. Outro fator é a adição pouco criteriosa de ativos com o intuito de ajudar na estimação do modelo, que pode acabar gerando o efeito contrário.

O segundo problema salientado por Christopherson é o de que a análise de correlação tende a ser muito lenta para captar mudanças na carteira. Esta característica está intimamente relacionada à natureza deste método, pois ele utiliza necessariamente dados passados. Segundo este autor, a análise de estilo desenvolvida por Sharpe supõe implicitamente que os retornos futuros dos fundos seguirão o mesmo padrão observado no passado. Por outro lado, a

⁶ "By underestimating the effects of noise, the method can lead an analyst to conclude that a portfolio is exposed to factors of return, when, in fact, no exposure exists."

análise de estilo tem importância não pelo que ela diz sobre o comportamento passado, mas sim pelo que ela pode dizer sobre o futuro. Ou seja, a suposição de que o futuro repete o passado é necessária para que a análise de estilo tenha valor preditivo.

Observadas as vantagens e desvantagens do modelo de análise de estilo de Sharpe, é possível concluir que este método é uma ferramenta bastante útil para compreender a performance de fundos de investimento, mas não pode ser utilizada de forma isolada. A análise de estilo permite enxergar sutilezas da performance de uma carteira e não simplesmente servir como um instrumento de classificação de estilo. Por exemplo, um fundo composto pela compra de ações à vista combinada com a venda de opções sobre as ações tem um comportamento semelhante a uma carteira composta por títulos pré-fixados. O objetivo, enfim, é entender o comportamento dos retornos do fundo e não simplesmente a sua composição.

3 APRIMORAMENTOS DO MODELO DE SHARPE

3.1 Intervalos de Confiança - Lobosco e DiBartolomeo (1997)

Uma das críticas apresentadas pelo artigo de Lobosco e DiBartolomeo (1997, p. 80) ao modelo de análise de estilo de Sharpe é a falta de medidas explícitas para o intervalo de confiança dos coeficientes estimados. Para resolver este problema, os autores propõem uma medida aproximada da estatística t que permite julgar se o peso de cada índice é significativo estatisticamente para estimar o estilo de um fundo. Os autores aplicam a análise de estilo a cada índice passivo individualmente. Dessa forma é possível obter uma estimativa da volatilidade (ou desvio-padrão) dos índices passivos não explicada pela análise de estilo de Sharpe (LOBOSCO E DIBARTOLOMEO, 1997, p. 85). A estimativa do desvio-padrão dos índices passivos será crucial para que se obtenha o desvio-padrão correspondente de cada índice na análise de estilo do fundo.

É mostrado a seguir todo o desenvolvimento feito pelos autores para se obter uma fórmula aproximada para o desvio-padrão de cada índice passivo. Uma vez calculado o desvio-padrão, a estatística t é obtida dividindo-se o peso estimado na análise do estilo do fundo pelo desvio-padrão do mesmo índice.

Os autores partem da seguinte equação:

$$S = \sum w_i r_i$$

Onde:

S = série de retornos para a “verdadeira” combinação dos índices de mercado;

w_i = peso “verdadeiro” do índice i ;

r_i = série de tempo do índice de mercado i .

Tanto S quanto w_i são desconhecidos, por isso a análise de Sharpe é utilizada para estimar estes valores. A seguir, os autores definem a seguinte equação:

$$A = R - S$$

Onde:

R = série de tempo dos retornos da carteira ou fundo em análise;

A = termo residual da regressão com restrições. Os valores de A são fixos *a priori*, mesmo sendo desconhecidos.

Neste ponto os autores definem uma expressão que mede a diferença entre os pesos estimados pela análise e os “verdadeiros” pesos dos índices dentro da carteira ou fundo:

$$\omega_i = w_i + \Delta w_i$$

Onde:

ω_i = estimativa do “verdadeiro” peso do índice de mercado i ;

Δw_i = erro apurado na estimação do peso do índice de mercado i .

Os índices de mercado utilizados na análise de estilo de Sharpe devem ser independentes entre si e não podem ser combinações lineares dos demais índices da análise. Os autores tentam, na análise mostrada a seguir, isolar a porção dos retornos de cada índice que é independente dos demais:

$$T_i = \sum v_m r_m, \text{ para } m \neq i$$

e

$$\sum v_m = 1, \text{ para } m \neq i$$

Onde:

T_i = retornos do índice de mercado i em função dos demais índices de mercado, exclusive i ;

v_m = peso do índice de mercado m ;

r_m = série de retornos do índice de mercado m .

A equação acima define o quanto de um índice passivo de mercado é uma combinação dos demais índices. A restrição relativa aos pesos dos índices na equação ($0 < v_m < 1$) é removida, pois, segundo os autores, não é preciso que intuitivamente cada peso seja não-negativo ou menor que 1. Define-se então que:

$$B_i = r_i - T_i$$

Em que:

B_i = porção dos retornos de um específico índice de mercado i que não depende dos retornos dos demais índices.

Os autores chamarão o desvio-padrão de B_i como a volatilidade do retorno do índice de mercado não explicada pelos demais índices. (LOBOSCO E DIBARTOLOMEO, 1997, p. 85)

Neste ponto há duas fórmulas importantes para o desenvolvimento da análise: uma que mede os erros obtidos na estimação dos pesos dos índices passivos (Δw_i) e outra que mede a porção do retorno do índice que independe dos demais (B_i). De acordo com os autores, é por meio da interação entre as duas fórmulas que se consegue uma boa estimativa para os pesos da análise de estilo. Segundo eles, a análise de estilo de Sharpe nada mais é que uma tentativa de

minimização da variância de $R - S - (\Delta w_i B_i)$ ou então, $A - \Delta w_i B_i$. Portanto, os autores definem a função-objetivo Z como sendo:

$$Z = \text{Var}(A - \Delta w_i B_i)$$

$$Z = \sigma_A^2 + \Delta w_i^2 \sigma_{B_i}^2 - 2\Delta w_i \sigma_A \sigma_{B_i} \rho_{AB_i}$$

Onde,

σ_A = desvio-padrão de A ;

σ_{B_i} = desvio-padrão de B_i ;

ρ_{AB_i} = coeficiente de correlação entre A e B_i .

Para resolver a minimização da função-objetivo, deriva-se Z em relação aos pesos dos índices de mercado (w_i) e igualam-se a zero os termos obtidos:

$$\frac{dZ}{d\Delta w_i} = 2\Delta w_i \sigma_{B_i}^2 - 2\rho_{AB_i} \sigma_A \sigma_{B_i},$$

$$\frac{dZ}{d\Delta w_i} = 0 \text{ (se e somente se } \Delta w_i = \sigma_A \rho_{AB_i} / \sigma_{B_i}\text{)}$$

Como o coeficiente de correlação de ρ_{AB_i} é aproximadamente igual a $1/\sqrt{n-2}$, então o desvio-padrão de Δw_i é aproximadamente igual a:

$$\sigma_{\Delta w_i} \cong \frac{\sigma_A}{(\sigma_{B_i} \sqrt{n-2})}$$

Onde:

n = número de pontos na série de tempo dos retornos.

Como os pesos “verdadeiros” dos índices de mercado não são conhecidos, também não é possível saber o valor de σ_A . No entanto, é possível saber qual é o desvio-padrão da análise de estilo:

$$a = R - \sum (w_i + \Delta w_i) r_i$$

Como o termo a tem $(n - k)$ graus de liberdade e A tem $(n - 1)$ graus de liberdade, os autores utilizam a seguinte relação:

$$\sigma_a^2 = \frac{\sigma_A^2 (n - k)}{(n - 1)}$$

Onde:

k = número de coeficientes dos índices de mercado que são diferentes de zero.

Substituindo σ_A por σ_a , temos que:

$$\sigma_{\Delta w_i} \equiv \frac{\sigma_{\alpha}}{\sigma_{\beta_i} \sqrt{n - k - 1}}$$

Com o cálculo de $\sigma_{\Delta w_i}$ é possível obter a estatística t, bastando para isso dividir o coeficiente estimado (w_i) pelo seu desvio-padrão ($\sigma_{\Delta w_i}$).

Os autores chamam a atenção para as seguintes características do modelo proposto:

- a) Quanto maior for o desvio-padrão do retorno do índice de mercado em função dos demais índices, maior será o intervalo de confiança para este índice;
- b) O intervalo de confiança diminui com o aumento do número de observações utilizadas na análise de estilo dos índices;
- c) O intervalo de confiança será menor quanto maior for a “independência” de um índice de mercado em relação aos demais (representado pela volatilidade do índice de mercado não explicada pelos demais índices). (LOBOSCO E DIBARTOLOMEO, 1997, p. 82)

Uma falha apontada pelos próprios autores refere-se ao caso em que coeficientes “verdadeiros” são muito próximos de 0 ou 1. Nestes casos, as restrições impostas ao modelo de Sharpe fazem com que os valores fiquem truncados, o que faz com que o desvio-padrão aumente e, conseqüentemente, o intervalo de confiança também aumente. Desse modo, os coeficientes próximos de zero podem ser considerados estatisticamente relevantes quando, na verdade, não o são.

3.2 Distribuição Assintótica e Bayesiana - Kim, Stone e White (1999)

O modelo de Sharpe para a análise de estilo dos fundos de investimento é largamente adotado pela comunidade financeira por causa da sua simplicidade de implementação. São necessários apenas os retornos dos fundos e dos índices sobre os quais são definidos os diversos estilos de gestão. A análise de estilo, porém, apresenta algumas limitações, sendo que a maior delas é a dificuldade em se obter a distribuição dos coeficientes estimados por causa das restrições de desigualdade impostas aos pesos dos índices passivos. Segundo os autores, quando o espaço dos parâmetros é limitado por restrições de desigualdade, é possível demonstrar que os estimadores dos coeficientes da regressão têm uma distribuição normal truncada. Além disso, se há mais de duas variáveis independentes, também pode ser difícil de se obter as distribuições desejadas usando-se a metodologia padrão.

O método proposto por Lobosco e DiBartolomeo (1997) resolve apenas parcialmente este problema. Este método é válido apenas se nenhum dos coeficientes de estilo é igual a zero ou

1. Se algum dos coeficientes “verdadeiros” está na fronteira do espaço dos parâmetros (isto é, se os seus valores são próximos de zero ou um), então a metodologia proposta por Lobosco e DiBartolomeo é inválida porque produz uma distribuição viesada.

Para resolver esta falha, os autores desenvolvem um método Bayesiano que permite obter as distribuições e os intervalos de confiança dos coeficientes estimados. Com isso é possível verificar se os coeficientes são estatisticamente válidos ou não, sem qualquer tipo de viés. Também é possível testar se o estilo de um fundo mudou com o tempo. Este método é muito parecido com o desenvolvido por Otten e Bams (2001) e que será resumido na seção seguinte. Uma característica interessante do modelo proposto por Kim, Stone e White é que a distribuição dos coeficientes estimados não é necessariamente normal. Este método também não requer que a distribuição dos erros seja normal, apenas que eles tenham um pouco de regularidade.

O método proposto é detalhado a seguir. Ele parte da equação tradicional do modelo proposto por Sharpe:

$$R_t = \beta_1 * F_{t1} + \beta_2 * F_{t2} + \dots + \beta_k * F_{tk} + \varepsilon_t$$

Há duas restrições: $i' \beta = 1$ (restrição de igualdade) e $0 \leq \beta \leq 1$ (restrição de desigualdade).

O termo i denota um vetor formado de uns.

A partir deste modelo, calculam-se os termos \hat{M}_T e \hat{V}_T :

$$\hat{M}_T \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T F_t F_t'$$

$$\hat{V}_T \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 F_t F_t'$$

Onde:

$$\hat{\varepsilon}_t \equiv R_t - F_t' \hat{\beta}_T$$

$\hat{\beta}_T$ = estimador de mínimos quadrados com restrições

Para cada $i = 1, \dots, k$ e para um dado nível α ($0 < \alpha < 1$) de significância, é feito um “pré-teste” para checar se β_i é estatisticamente diferente de zero.

O “pré-teste” sugerido pelos autores é implementado da seguinte forma:

- a) Define-se um nível α inicial, sendo que $0 < \alpha < 1$;
- b) Calculam-se os coeficientes da regressão de mínimos quadrados apenas com a restrição de igualdade:

$$\tilde{\beta}_T = \hat{\beta}_T - \hat{M}_T^{-1} i (i' \hat{M}_T^{-1} i)^{-1} (i' \hat{\beta}_T - 1)$$

Sendo que $\tilde{\beta}_T$ é o estimador de mínimos quadrados ordinários sem restrições:

$$\tilde{\beta}_T = \hat{M}_T^{-1} \left(T^{-1} \sum_{i=1}^T F_i R_i \right)$$

c) Calculam-se os desvios-padrões do estimador $\tilde{\beta}_T$ a partir dos elementos da diagonal principal do estimador da matriz de variância-covariância assintótica:

$$\tilde{C}_T = T^{-1} \left(\tilde{D}_T + \hat{M}_T^{-1} i (i' \hat{M}_T^{-1} i)^{-1} i' \tilde{D}_T i (i' \hat{M}_T^{-1} i)^{-1} i' \hat{M}_T^{-1} - 2 \tilde{D}_T i (i' \hat{M}_T^{-1} i)^{-1} i' \hat{M}_T^{-1} \right)$$

Onde:

$$\tilde{D}_T \equiv \hat{M}_T^{-1} \tilde{V}_T \hat{M}_T^{-1}$$

$$\tilde{V}_T \equiv T^{-1} \sum_{i=1}^T \tilde{\varepsilon}_i^2 F_i F_i'$$

$$\tilde{\varepsilon}_i = R_i - F_i' \tilde{\beta}_T$$

d) Aceita-se a hipótese nula $H_0 : \beta_i^* = 0$ ao nível de significância α se a estatística t correspondente não for significativa, isto é, se:

$$\frac{\tilde{\beta}_{T,i}}{\sqrt{\tilde{C}_{T,ii}}} < z_\alpha$$

Onde:

$\tilde{\beta}_{T,i}$ é o i -ésimo componente de $\tilde{\beta}_T$

$\tilde{C}_{T,ii}$ é o i -ésimo componente da diagonal principal de \tilde{C}_T

z_α é o valor crítico de uma distribuição normal ao nível de significância α , no qual $\Phi(z_\alpha) = 1 - \alpha$, onde Φ é a função de distribuição normal acumulada.

O próximo passo é a construção da matriz Q de acordo com o “pré-teste” descrito acima. Por exemplo, no caso em que há 5 coeficientes mas o segundo e o quinto são rejeitados no “pré-teste”, a matriz Q terá o seguinte formato:

$$Q = \begin{bmatrix} 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{bmatrix}$$

Passa-se então à geração de um grande número de vetores aleatórios e independentes (G_{Tj} : $j = 1, 2, \dots, N$) com distribuição normal igual a $N(0, V_T)$. Os autores utilizaram neste ponto da análise 5.000 vetores gerados aleatoriamente. Para cada G_{Tj} , obtém-se a medida λ_{Tj} através da minimização da seguinte equação em relação a λ :

$$\text{Min } (\lambda - M_T^{-1} G)' M_T (\lambda - M_T^{-1} G)$$

Sujeito às seguintes restrições: $I'\lambda = 0$ e $Q\lambda \leq 0$

Com os 5.000 λ s gerados neste processo, os autores construíram um histograma de distribuição e, a partir dele, foi possível obter as medidas de desvio-padrão e intervalo de confiança para os coeficientes estimados.

O cálculo do intervalo de confiança para o nível $(1-\alpha)$ a partir do histograma de Monte Carlo descrito acima é demonstrado a seguir. Define-se que z_L é o percentil $\alpha/2$ e que z_U é o percentual $1-\alpha/2$. Segue-se que:

$$1-\alpha \approx P[z_L \leq \lambda \leq z_U]$$

$$\approx P[z_L \leq T^{1/2} (\beta T - \beta^*) \leq z_U]$$

$$\approx P[\beta T - z_U T^{1/2} \leq \beta^* \leq \beta T - z_L T^{1/2}]$$

Com isso é possível calcular o intervalo de confiança ao nível de $(1-\alpha)\%$: $(\beta T - z_U T^{1/2}, \beta T - z_L T^{1/2})$. Como z_U e z_L têm caudas de mesmo tamanho, pode-se dizer que o intervalo de confiança tem caudas iguais.

3.3 Distribuição Assintótica - Otten e Bams (2001)

O artigo de Otten e Bams (2001) propõe um teste estatístico baseado na distribuição assintótica dos coeficientes estimados. A metodologia é apresentada como uma alternativa àquela proposta por Lobosco e DiBartolomeo (1997), já discutida na seção anterior. Como já havia sido observado no artigo de Lobosco e DiBartolomeo (1997), quando os coeficientes estimados são próximos de zero ou 1 a precisão do intervalo de confiança fica prejudicada. Além disso, a estatística t proposta por Lobosco e DiBartolomeo não permite o teste de múltiplos coeficientes.

Por causa das restrições de desigualdade os autores utilizam o algoritmo de Kuhn-Tucker para a estimação dos parâmetros do modelo de Sharpe. Quando não há restrições, os estimadores dos coeficientes do modelo são iguais aos estimadores de mínimos quadrados. Na presença de restrições os estimadores dos coeficientes são iguais aos estimadores de Lagrange.

A principal contribuição do artigo de Otten e Bams está na sugestão de um método para o cálculo da distribuição assintótica dos parâmetros estimados. Este método utiliza o algoritmo de “bootstrap”.

Segundo os autores, a distribuição assintótica dos parâmetros é relevante por 3 motivos:

- a) Permite verificar a precisão dos coeficientes estimados;
- b) Testa se os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero;

- c) Determina se os coeficientes são estatisticamente diferentes entre si. (OTTEN E BAMS, 2001, p. 5).

Um fator importante para o teste proposto e salientado pelos próprios autores é que ele introduz a incerteza dos parâmetros no modelo de estilo de Sharpe.

Com o intuito de exporem o seu método de forma mais clara, os autores fazem uso de um modelo matricial para a análise de estilo de Sharpe:

$$Y = X\beta + u$$

$$j'\beta = 1$$

$$\beta_K \geq 0, K = 2, \dots, N+1$$

onde:

Y = vetor ($T \times 1$) de retornos do fundo em estudo;

X = matriz ($T \times (N+1)$), sendo que a primeira coluna é formada por uns e as demais colunas são formadas pelos retornos dos N índices de mercado;

u = vetor ($T \times 1$) de erros

β = vetor ($T \times 1$) em que o primeiro elemento é o intercepto α e os demais são coeficientes do modelo definidos como β_K ($K = 1, \dots, N$)

j = vetor ($(N+1) \times 1$) em que o primeiro elemento é zero e os demais são iguais a um.

A partir deste modelo a metodologia proposta por Otten e Bams segue uma série de passos, os quais são detalhados a seguir:

1º Passo: Estimação do modelo sem restrições

$$b_U = (X'X)^{-1}X'Y$$

A distribuição assintótica dos coeficientes é dada por:

$$b_U \sim N(\beta, V_{b_U})$$

2º Passo: Estimação do modelo de Lagrange

O modelo minimiza a soma dos quadrados dos erros da equação $Y = X\beta + u$ sujeita à restrição

$$j'\beta = 1$$

$$b_L = (I_K - Pj')b_U + P$$

onde:

I_K = matriz identidade ($K \times K$)

$$P = (X'X)^{-1}j[j'(X'X)^{-1}j]^{-1}$$

3º Passo: Estimação do modelo de Kuhn-Tucker

O modelo minimiza a soma dos quadrados dos erros sujeita à restrição de desigualdade $\beta_K \geq 0$

$$b_S = [I_K - VS'(SVS')^{-1}S]P + [I_K - VS'(SVS')^{-1}S][I_K - Pj']b_U$$

onde:

S = matriz que representa as restrições de desigualdade que são satisfeitas com uma igualdade $S\beta = 0$.

Os autores dão como exemplo o caso em que tanto o segundo quanto o terceiro parâmetros são iguais a zero:

$$S = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

“O conjunto de todas as matrizes S que representam combinações de condições restritivas e não restritivas é dada por Ω ”⁷.

A solução para o sub-problema de minimização da soma dos quadrados sujeita às restrições $j'\beta = 1$ e $S\beta = 0$ é a seguinte equação:

$$b_S = [I_K - VS'(SVS')^{-1}S]P + [I_K - VS'(SVS')^{-1}S][I_K - Pj']b_U$$

onde:

$$V = (I_K - Pj')(X'X)^{-1}$$

O estimador de Kuhn-Tucker associado é igual a:

$$b_{KT} = \min \{ (Y - Xb_S)'(Y - Xb_S) \mid j'b_S = 1; Sb_S = 0 \}$$

A solução de Kuhn-Tucker é idêntica ao estimador de Lagrange (b_S) para o caso em que todas as desigualdades são estritas.

4º Passo: Distribuição assintótica do modelo de Kuhn-Tucker

Neste ponto foi empregada a técnica de “bootstrapping”. O procedimento completo é mostrado a seguir:

- (a) Formação de uma amostra de erros aleatórios: $u^{(i)} \sim N(0, \sigma^2 I_T)$
- (b) Construção de um vetor de variáveis independentes, $y^{(i)} = Xb_{KT} + u^{(i)}$
- (c) Estimação do modelo $y^{(i)} = X\beta + u$ sujeito às restrições $j'\beta = 1$ e $\beta_K \geq 0$, o que leva à estimação de $b_{KT}^{(i)}$.
- (d) Repetir os procedimentos acima 10.000 vezes. Desta forma, obtém-se uma amostra de $b_{KT}^{(i)}$, onde $i = 1, \dots, 10.000$.

Através desta técnica é possível obter a distribuição assintótica dos coeficientes estimados pela análise de estilo de Sharpe. Além disso, também é possível verificar se os coeficientes são significativamente diferentes de zero.

3.4 Filtro de Kalman – Swinkels e Sluis (2001)

⁷ Otten e Bams (2001), página 10.

Uma das maiores desvantagens da análise de estilo proposta por Sharpe é a suposição de que o estilo de um fundo permaneça constante ao longo do tempo. Implicitamente o modelo sugere que as exposições do fundo aos diferentes índices passivos continuem as mesmas durante todo o período analisado. Swinkels e Sluis (2001, p. 8) argumentam que na prática isso raramente acontece.

Uma das soluções propostas para lidar com a mudança de estilo de um fundo é o uso de janelas de tempo por períodos pré-determinados, geralmente entre 24 e 60 meses. Essas janelas de tempo funcionam como sub-amostras, para as quais a metodologia de Sharpe é aplicada separadamente. Por exemplo, escolhe-se uma janela de 36 meses dentro de uma amostra maior e sobre esta janela é estimado o estilo do fundo, ou seja, são calculados os coeficientes para cada índice passivo em relação aos retornos do fundo. A seguir, a janela é mudada com a adição de um mês mais recente e é descartado um mês mais antigo. A amostra mudou e sobre ela é aplicada a análise de estilo de Sharpe novamente. Repetem-se sucessivamente estes passos até o fim da amostra. Com isso espera-se entender como o estilo do fundo mudou ao longo do tempo.

Os autores, no entanto, encontram mais defeitos do que virtudes nesta metodologia. Para eles, o uso de janelas de tempo de 36 meses, por exemplo, implica que durante este período o estilo do fundo manteve-se constante, o que pode não acontecer necessariamente. Outro defeito é que as estimativas dos coeficientes são feitas para pequenos períodos de tempo, enquanto que o modelo proposto pelos autores levaria em consideração a amostra inteira. Ou seja, todo o período de análise seria abordado na estimação do estilo do fundo.

Swinkels e Sluis propõem a utilização do Filtro de Kalman para a estimação dos coeficientes dos índices passivos. Antes, porém, os autores fazem a diferenciação entre 3 tipos de análise de estilo baseada em retornos:

- a) Forte, forma na qual a análise de estilo possui tanto a restrição de igualdade (a soma de todos os coeficientes é igual a 1) quanto a restrição de desigualdade (os valores de todos os coeficientes devem ser entre zero e 1);
- b) Semi-forte, forma na qual a restrição de igualdade permanece mas a restrição de desigualdade é dispensada;
- c) Fraca, forma na qual a análise de estilo não possui qualquer tipo de restrição.

O modelo inicialmente é explicado levando-se em consideração a forma fraca da análise de estilo baseada em retornos. As equações que descrevem o modelo baseado no Filtro de Kalman são as seguintes:

$$R_t^{\text{fundo}} = \alpha_t + \beta_{1,t} * R_t^{\text{índice1}} + \dots + \beta_{K,t} * R_t^{\text{índiceK}} + \varepsilon_t$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + \xi_{0,t+1}$$

$$\beta_{i,t+1} = \beta_{i,t} + \xi_{i,t+1}$$

As equações são válidas para $i = 1, \dots, K$ e $t = 1, \dots, T$. Os valores dos erros têm as seguintes propriedades:

$$\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\xi_{j,t} \sim \text{NID}(0, \sigma_{j,\xi}^2), j = 0, \dots, K$$

A sigla NID indica uma seqüência independente de números aleatórios normalmente distribuídos.

O modelo apresentado acima está na forma de espaço de estado. A primeira fórmula é a equação de medida e as duas seguintes são as equações de transição (ou estado). Através da aplicação direta do Filtro de Kalman à amostra é possível obter os parâmetros do modelo. Os β_i s são calculados recursivamente enquanto que a variância das perturbações são calculadas com o uso da função de máxima verossimilhança. O conjunto das equações acima descritas é conhecido como modelo de passeio aleatório. Supõe-se que coeficientes dos índices passivos sigam um passeio aleatório porque não é possível saber se o gestor estará aumentando ou reduzindo as participações de cada um deles antecipadamente. (SWINKELS E SLUIS, 2001, ps. 10-11).

O modelo de passeio aleatório pode ser estendido para os casos em que os coeficientes sofram desvios, mas que lentamente voltem ao $\bar{\beta}_i$ médio de longo prazo. A terceira equação (de transição) é substituída por outra da seguinte forma:

$$\beta_{i,t+1} = \bar{\beta}_i + \rho_i (\beta_{i,t} - \bar{\beta}_i) + \xi_{i,t+1}$$

Na qual o termo ρ_i indica a relação de dependência entre o coeficiente deste mês e o coeficiente do último mês. Este parâmetro tem de ser pequeno ou igual a 1 em valores absolutos para evitar que o sistema seja explosivo. Se ρ_i é positivo, os desvios em relação à média são persistentes. Se ρ_i é negativo, os desvios fazem com que os β s se distanciem da média, mas voltem posteriormente (*overshooting*). Um valor de ρ_i muito próximo de 1 indica que o coeficiente atual depende bastante do anterior e é afetado marginalmente pelo valor médio. Se ρ_i é igual a 1, $\bar{\beta}_i$ desaparece e volta-se ao modelo de passeio aleatório. Em conjunto com as demais equações, este modelo é chamado de retorno à normalidade.

O modelo inicial de análise de estilo baseada em retornos desenvolvido por Sharpe pode ser considerado como um caso especial do modelo mais genérico apresentado por Swinkels e

Sluis. No modelo de Sharpe, tanto α quanto β_i são invariantes com o tempo, o que equivale a dizer que as equações de transição têm a seguinte forma:

$$\alpha_{i,t+1} = \alpha_t$$

$$\beta_{i,t+1} = \beta_{i,t}$$

O termo de erro ξ desaparece ou, melhor dizendo, a sua variância é igual a zero.

Para incorporar a restrição de igualdade ao modelo, os coeficientes precisam ser reparametrizados. Segundo os autores, esta operação tem um impacto pequeno sobre o procedimento de estimação. O método de reparametrização funciona da seguinte forma: os K passeios aleatórios para cada um dos β_i estimados são substituídos por $K - 1$ passeios aleatórios para os novos parâmetros γ_j . A partir deles é possível obter os valores de β_i através da seguinte equação:

$$\beta_{i,t+1} = \frac{1}{K} + \sum_{j=1}^{K-1} w_{i,j} \gamma_{j,t}$$

Os termos $w_{i,j}$ representam pesos, os quais variam segundo o número de passeios aleatórios. Os autores citam o exemplo em que o número de passeios aleatórios é igual a 3, no qual os pesos são: $(-1,0)$, $(1,-1)$ e $(0,1)$. Este método de reparametrização é mais simétrico do que o método tradicional, em que o último parâmetro depende dos demais⁸.

A incorporação da restrição de desigualdade é mais difícil porque “[...] introduz não-linearidades no modelo de espaço de estado”⁹ (Swinkels e Sluis, 2001, p. 13). Os autores avaliam a modificação do modelo como, por exemplo, a redução da variância sempre que os coeficientes forem próximos de zero. Outra alternativa seria transformar os valores em logaritmos e supor que a distribuição dos erros fosse lognormal. Os autores concluem que não é preciso modificar o modelo porque acreditam que a restrição de desigualdade é desnecessária. Ela é necessária apenas para aqueles gestores que não podem vender a descoberto. Nos demais casos, a restrição de desigualdade pode levar até mesmo à estimação inconsistente dos parâmetros.

Um argumento levantado pelos autores e que recomenda o uso da restrição de desigualdade refere-se ao caso em que a escolha dos índices passivos é falha e os mesmos apresentam alta correlação entre si. Neste caso algum dos coeficientes estimados pode apresentar valor negativo. Para enfrentar este problema os autores sugerem uma escolha cuidadosa dos índices passivos que farão parte da estimação do modelo. Índices com alta correlação por um período

⁸ No exemplo em que há 3 parâmetros, a equação seria: $\beta_3 = 1 - \beta_1 - \beta_2$.

⁹ [...] this introduces nonlinearities in the state-space model.

longo de tempo acabam representando um mesmo estilo e podem ser considerados como se fossem um só.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Para testar o modelo de análise de estilo de Sharpe foi escolhida uma amostra com 10 fundos de investimento brasileiros. Estes fundos foram comparados a 6 índices do mercado, que representam os diferentes estilos disponíveis. As séries de tempo abrangem dados mensais para o período entre Julho de 2000 e Junho de 2005. As séries foram subdivididas em oito janelas móveis com períodos iguais de 18 meses cada. Entre uma e outra janela de tempo subsequente há 12 meses de retornos em comum.

4.1 Índices Passivos de Mercado

Com o objetivo de escolher os índices passivos de mercado que fariam parte da análise de estilo foram colhidos dados de Julho de 2000 a Junho de 2005 relativos a 12 índices disponíveis no mercado brasileiro. A seguir, foi montada uma tabela de coeficientes de correlações entre os índices para verificar qual o grau de relacionamento entre os mesmos. Os resultados da análise de correlação estão expostos na tabela abaixo:

Tabela 1 – Correlações dos Índices de Mercado

	CDI	Pré 30 Dias	Pré 360 Dias	CDB Pré	CDB Pós	CDB Flutuante DI	CDB Flutuante Outros	Selic	Câmbio	Ibo-vespa	IBX	C Bond
CDI	1,00	0,98	0,66	0,98	0,32	1,00	0,82	1,00	-0,13	0,18	0,12	0,26
Pré 30 Dias	0,98	1,00	0,77	0,99	0,20	0,97	0,76	0,98	-0,09	0,12	0,08	0,24
Pré 360 Dias	0,66	0,77	1,00	0,78	-0,03	0,64	0,37	0,65	0,14	-0,04	-0,05	0,14
CDB Pré	0,98	0,99	0,78	1,00	0,25	0,98	0,76	0,98	-0,07	0,14	0,09	0,25
CDB Pós	0,32	0,20	-0,03	0,25	1,00	0,33	0,24	0,33	-0,16	0,41	0,40	0,23
CDB Flutuante DI	1,00	0,97	0,64	0,98	0,33	1,00	0,82	1,00	-0,14	0,18	0,13	0,26
CDB Flutuante Outros	0,82	0,76	0,37	0,76	0,24	0,82	1,00	0,82	-0,11	0,21	0,16	0,12
Selic	1,00	0,98	0,65	0,98	0,33	1,00	0,82	1,00	-0,13	0,18	0,12	0,25
Câmbio	-0,13	-0,09	0,14	-0,07	-0,16	-0,14	-0,11	-0,13	1,00	-0,59	-0,48	-0,84
Ibovespa	0,18	0,12	-0,04	0,14	0,41	0,18	0,21	0,18	-0,59	1,00	0,95	0,69
IBX	0,12	0,08	-0,05	0,09	0,40	0,13	0,16	0,12	-0,48	0,95	1,00	0,62
C Bond	0,26	0,24	0,14	0,25	0,23	0,26	0,12	0,25	-0,84	0,69	0,62	1,00

Observando atentamente os coeficientes calculados, pode-se verificar que alguns índices possuem estreita correlação entre si. Os casos mais significativos são aqueles que mostram as correlações entre o CDI e o CDB Flutuante DI, entre o CDI e a Selic e entre o CDB Flutuante DI e a Selic. Em todos estes casos, o coeficiente de correlação foi igual a 1. Existe uma alta correlação entre as taxas do CDI e da Selic porque ambos são indicadores das taxas de mercado de curto prazo, sendo que a única diferença entre elas é que uma refere-se a taxas negociadas em títulos privados (o CDI) e a outra a taxas negociadas em títulos públicos (a Selic). A correlação entre as taxas do CDI e do CDB Flutuante DI é bastante óbvia, já que a taxa negociada destes CDBs é vinculada ao CDI, portanto o coeficiente tinha de ser necessariamente igual a 1. Para não haver repetição desnecessária de índices, optou-se por apenas um dos três e o escolhido foi o CDI, por sua ampla utilização no mercado.

Outro fato que chama a atenção na tabela acima, são os elevados coeficientes de correlação entre as taxas do Pré de 30 Dias, do CDB Pré e do CDI. Os coeficientes de correlação não eram iguais a 1, mas eram muito elevados, o que indica que existe um relacionamento muito próximo entre o comportamento dos três índices. O Pré de 30 Dias indica a taxa negociada na BM&F para o contrato de mais próximo vencimento. Este viés de curto prazo explica porque este tipo de índice tem uma forte correlação com o CDI. O mesmo pode-se afirmar em relação ao comportamento do CDB Pré em relação ao CDI e ao Pré de 30 Dias. Em razão disso, optou-se por excluir da análise tanto o CDB Pré quanto o Pré de 30 Dias, permanecendo apenas o CDI.

Os índices Ibovespa e IBX, que representam o mercado de ações, também mostram um elevado grau de correlação. A razão está em que muitas ações fazem parte da composição de ambos os índices. O Ibovespa acabou sendo excluído da análise por causa da sua metodologia de cálculo, que privilegia em sua composição as ações mais negociadas no mercado, o que acaba criando um forte viés com determinadas ações. O IBX, por utilizar na sua metodologia de ponderação o número de ações disponíveis para negociação no mercado, tem a tendência a ser um índice menos concentrado em algumas ações/setores e mais representativo do comportamento geral do mercado de ações. Em razão dos motivos acima indicados, o IBX foi escolhido para integrar a análise.

Outra exclusão feita entre os índices de mercado foi a do CDB Pós. Segundo informações do Banco Central do Brasil (2002), que é o órgão responsável pela compilação destes dados, as taxas do CDB Pós refletem a “[...] remuneração conhecida após a aplicação, corrigida pela Taxa Referencial ou Taxa Básica Financeira.” Como se sabe que os fundos de investimento

em geral não aplicam seus recursos em títulos vinculados à TR por causa do seu baixo rendimento e em busca de uma maior parcimônia no estudo do modelo, optou-se pela exclusão deste indicador da amostra de índices passivos de mercado.

Cabe salientar que não foi encontrado um índice satisfatório que representasse as taxas dos títulos indexados a índices de preços como, por exemplo, o IGP-M. Falta ao mercado uma medida transparente destes títulos e mesmo os dados de negociação dos mesmos só estão disponíveis a partir de 2003. Em busca de uma solução para este problema, escolheu-se a permanência do índice CDB Flutuante Outros, que inclui em seu cálculo CDBs negociados com taxas flutuantes diferentes do DI como os índices de preços.

Em suma, os índices que acabaram sendo escolhidos para o estudo do modelo de análise de estilo foram os seguintes: IBX, Câmbio, CDI, Pré de 360 Dias, CDB Pós e C Bond. Conseqüentemente, a tabela de coeficientes de correlação dos índices passivos de mercado foi reduzida e ficou da seguinte forma:

Tabela 2 – Correlações dos Índices de Mercado

	IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flutuante Outros	C Bond
IBX	1,00	-0,48	0,12	-0,05	0,16	0,62
Câmbio	-0,48	1,00	-0,13	0,14	-0,11	-0,84
CDI	0,12	-0,13	1,00	0,66	0,82	0,26
Pré 360 Dias	-0,05	0,14	0,66	1,00	0,37	0,14
CDB Flutuante Outros	0,16	-0,11	0,82	0,37	1,00	0,12
C Bond	0,62	-0,84	0,26	0,14	0,12	1,00

No Anexo deste estudo há uma breve descrição de cada um dos índices analisados.

4.2 Fundos de Investimento

O objetivo desta seção é tentar estimar os estilos dos fundos e explorar a sua consistência ao longo do tempo. Para isso escolheu-se uma amostra dos retornos de 10 fundos de investimentos brasileiros para o período compreendido entre Julho de 2000 e Junho de 2005. Esse período foi subdividido em 8 janelas móveis de 18 meses cada. Entre uma janela e outra há 12 meses de retorno em comum. O intuito desta divisão em períodos mais curtos foi observar o comportamento do estilo dos fundos ao longo do tempo.

Inicialmente buscou-se abranger principalmente os chamados fundos “multimercado”, os quais atuam em diversos segmentos do mercado e poderiam ter exposição a mais de um índice

passivo de mercado. No entanto, também se optou por inserir fundos de Renda Fixa e Pós-Fixados com a finalidade de checar se realmente a classificação do fundo na Anbid era compatível com o estilo calculado para o fundo em questão. Pode-se encontrar no anexo deste trabalho uma breve descrição de cada fundo.

Mostram-se a seguir os resultados obtidos com cada fundo separadamente. Além dos pesos de cada índice passivo dentro da carteira de cada fundo, estimados por meio de um algoritmo de programação quadrática, são apresentadas as estatísticas R^2 e t de Student. Esta última foi calculada para cada peso em particular segundo a metodologia apresentada por Lobosco e DiBartolomeo (1997). Além disso, também é apresentado o intervalo de confiança obtido através do cálculo da distribuição assintótica dos coeficientes segundo o método exposto por Otten e Bams (2001). Neste caso, o índice de confiança escolhido para o cálculo de cada intervalo foi de 90%.

4.2.1 BNP Paribas RF

A tabela abaixo apresenta os resultados estimados para os 8 subperíodos compreendidos entre Julho de 2000 e Junho de 2005 do fundo BNP Paribas RF. Os resultados para os demais fundos seguirão o mesmo padrão. Na primeira linha da tabela estão os índices passivos escolhidos segundo critérios discutidos na seção anterior: IBX, Câmbio, CDI, Pré 360 Dias, CDB Flutuante Outros e C Bond. Na segunda linha estão expostos os pesos estimados de cada índice passivo para o fundo em estudo. Estes pesos foram calculados por meio do algoritmo de programação quadrática. Os pesos calculados têm duas restrições: cada um deles tem de ser maior que zero e menor que 1; e a soma de todos os pesos deve ser igual a 1. Na segunda linha estão as estatísticas t de cada peso calculadas segundo a metodologia deduzida por Lobosco e DiBartolomeo (1997). São considerados estatisticamente significantes apenas os pesos cuja estatística t seja maior que 1,645, ou seja, ao nível de confiança de $\alpha = 10\%$. Nas terceira e quarta linhas estão os valores inferiores e superiores que definem os intervalos de confiança para cada peso, os quais foram calculados segundo o método de Otten e Bams (2001). A exemplo da estatística t , os intervalos de confiança também foram calculados para o nível de significância $\alpha = 10\%$. A estatística R^2 , cujo cálculo foi descrito no segundo capítulo, está na oitava coluna, ao lado do C Bond.

Além da tabela também foi montado um gráfico de área que descreve o comportamento dos 6 índices ao longo dos 8 subperíodos. Quanto maior o peso de um determinado índice, maior

será a sua área mostrada no gráfico. A soma de todas as áreas é igual à soma de todos os pesos, ou seja, 100%.

Tabela 3 – BNP Paribas RF – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		0,08%	0,91%	65,31%	30,75%	0,00%	2,94%	0,791
Estatística t		0,1194	0,8417	0,4525	1,4913	-	1,6091	
Intervalo	inf	-0,82%	-0,53%	38,31%	2,95%	0,00%	0,65%	
	sup	0,97%	2,36%	93,66%	56,72%	0,00%	5,40%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		0,00%	0,37%	61,11%	35,94%	0,00%	2,59%	0,825
Estatística t		-	0,3723	0,4408	2,0738	-	2,3164	
Intervalo	inf	0,00%	-1,07%	37,15%	10,49%	0,00%	1,25%	
	sup	0,00%	1,76%	87,03%	59,93%	0,00%	3,88%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,00%	0,99%	76,48%	20,52%	0,00%	2,00%	0,885
Estatística t		-	1,1480	2,1259	1,3853	-	2,2079	
Intervalo	inf	0,00%	-0,20%	58,92%	2,89%	0,00%	0,90%	
	sup	0,00%	2,12%	93,09%	38,94%	0,00%	2,97%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		-0,16%	0,61%	86,73%	11,02%	0,00%	1,80%	0,904
Estatística t		(0,1990)	0,6090	3,8238	0,7635	-	1,6665	
Intervalo	inf	-1,16%	-0,67%	69,44%	-8,00%	0,00%	0,47%	
	sup	0,81%	1,85%	104,48%	29,37%	0,00%	3,14%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,15%	0,00%	85,18%	13,91%	0,00%	0,75%	0,918
Estatística t		0,3593	-	5,8165	1,6805	-	1,0400	
Intervalo	inf	-0,40%	0,00%	76,79%	5,88%	0,00%	0,37%	
	sup	0,64%	0,00%	93,32%	22,28%	0,00%	1,16%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		0,00%	0,02%	98,37%	0,00%	0,00%	1,61%	0,963
Estatística t		-	0,0321	4,2735	-	-	1,8098	
Intervalo	inf	0,00%	-0,76%	96,79%	0,00%	0,00%	0,72%	
	sup	0,00%	0,79%	99,91%	0,00%	0,00%	2,53%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		0,00%	0,26%	97,96%	0,00%	0,00%	1,78%	0,938
Estatística t		-	0,2503	1,0598	-	-	1,1361	
Intervalo	inf	0,00%	-0,95%	95,89%	0,00%	0,00%	0,54%	
	sup	0,00%	1,50%	100,11%	0,00%	0,00%	3,05%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		0,00%	0,00%	38,64%	0,00%	61,36%	0,00%	0,802
Estatística t		-	-	1,3366	-	2,1225	-	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	-0,52%	0,00%	25,93%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	74,07%	0,00%	100,52%	0,00%	

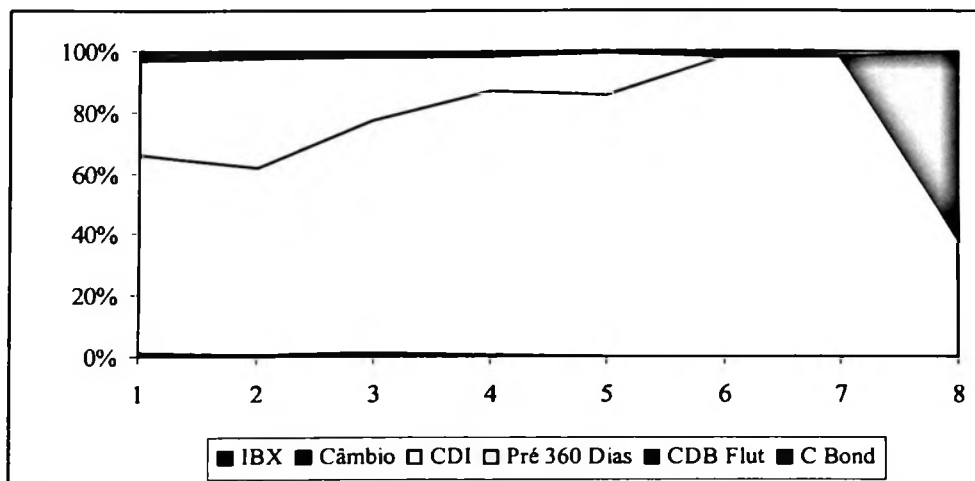


Gráfico 1 – BNP Paribas RF – Jul/00 a Jun/05

A estimação do modelo de estilo para este fundo produziu resultados relevantes, já que o R^2 é alto, média de 0,878. Entre Julho de 2000 e Dezembro de 2004 o fundo vai lentamente reduzindo a exposição ao Pré, substituindo-a por CDI. Somente no último período (entre Janeiro de 2004 e Junho de 2005) aparece uma exposição relevante ao CDB Flutuante Outros. Em termos de estilo e seleção, este fundo apresenta um baixo grau de rentabilidade gerada pela seletividade do gestor, o que já era esperado, pois se trata de um fundo com perfil passivo.

4.2.2 Claritas Hedge

Este fundo mostrou baixíssima sensibilidade ao modelo e nenhum dos pesos relativos aos índices passivos apresentou significância estatística, sendo que a única exceção foi a exposição ao C Bond no subperíodo entre Janeiro de 2003 e Junho de 2004. Assim como os demais fundos multimercados, a análise de estilo baseada em retornos não apresenta resultados satisfatórios quando aplicada a fundos com perfil diferente de um fundo mútuo tradicional. Isso ocorre porque as estratégias usadas por estes gestores podem envolver a venda a descoberto e posicionamento alavancado, o que implicaria no relaxamento das restrições do modelo. Outro motivo que dificulta a correta mensuração do estilo do gestor é o uso de estratégias de “market timing”, as quais têm um comportamento muito semelhante a opções e que seriam difíceis de serem captadas pelo atual modelo (MERTON, 1981, p. 365). Conseqüentemente, o fundo apresentou uma baixa sensibilidade ao fator estilo, o que significa que os seus retornos dependem em grande parte da capacidade de seleção do gestor.

Tabela 4 – Claritas Hedge – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		3,71%	0,00%	0,00%	96,29%	0,00%	0,00%	0,167
Estatística t		0,4021	-	-	0,3390	-	-	
Intervalo	inf	-3,83%	0,00%	0,00%	88,79%	0,00%	0,00%	
	sup	11,21%	0,00%	0,00%	103,83%	0,00%	0,00%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		2,01%	0,00%	0,00%	97,99%	0,00%	0,00%	0,096
Estatística t		0,2350	-	-	0,3748	-	-	
Intervalo	inf	-7,47%	0,00%	0,00%	89,24%	0,00%	0,00%	
	sup	10,76%	0,00%	0,00%	107,47%	0,00%	0,00%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,00%	0,00%	0,00%	34,93%	65,07%	0,00%	0,018
Estatística t		-	-	-	0,1192	0,1045	-	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	-191,98%	154,95%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	254,95%	291,98%	0,00%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	98,31%	1,69%	0,056
Estatística t		-	-	-	-	0,3087	0,0867	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	90,23%	-6,47%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	106,47%	9,77%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,00%	0,00%	0,00%	62,39%	37,45%	0,16%	0,037
Estatística t		-	-	-	0,2237	0,0993	0,0066	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	-133,40%	142,05%	-9,31%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	242,61%	231,43%	10,10%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	60,57%	39,43%	0,468
Estatística t		-	-	-	-	0,1999	1,7961	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	42,92%	20,65%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	79,35%	57,08%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		0,00%	0,00%	0,00%	80,17%	0,00%	19,83%	0,129
Estatística t		-	-	-	0,1978	-	0,5772	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	54,40%	0,00%	-5,41%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	105,41%	0,00%	45,60%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		9,97%	0,00%	0,00%	0,00%	90,03%	0,00%	0,130
Estatística t		1,1336	-	-	-	0,1020	-	
Intervalo	inf	-0,90%	0,00%	0,00%	0,00%	79,37%	0,00%	
	sup	20,63%	0,00%	0,00%	0,00%	100,90%	0,00%	

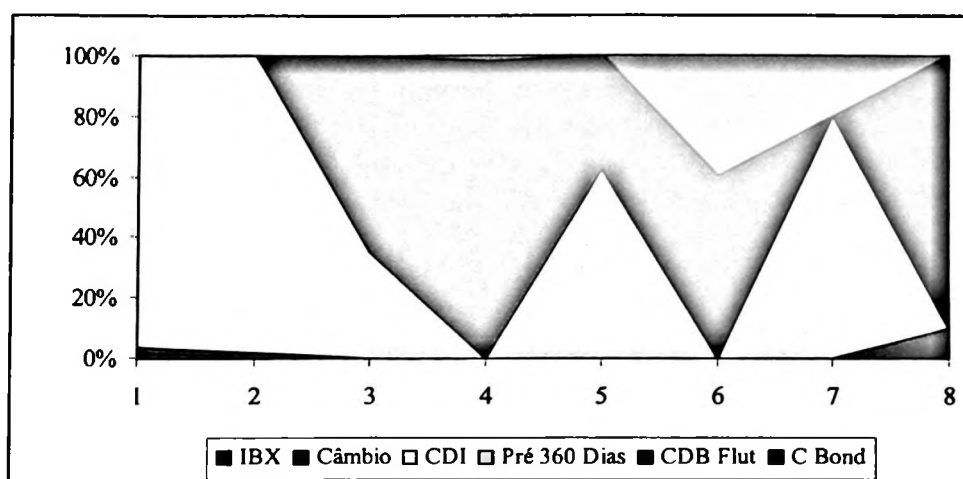


Gráfico 2 – Claritas Hedge – Jul/00 a Jun/05

4.2.3 Fator Balanceado

Este fundo também apresentou falta de consistência do estilo seguido ao longo dos subperíodos. O fundo apresenta uma alternância entre as exposições ao CDI e ao Pré de 360 Dias. Como estas posições não são estatisticamente significantes não é possível dizer com certeza que o fundo siga este estilo. A exposição ao IBX foi a única posição estatisticamente relevante nos 4 primeiros subperíodos. O fator seleção foi responsável, em média, por aproximadamente 40% da performance do fundo, o que ajuda a explicar a falta de consistência e a baixa relevância de quase todos os coeficientes estimados.

Tabela 5 – Fator Balanceado – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		13,61%	0,00%	0,00%	67,21%	0,00%	19,19%	0,613
Estatística t		1,6627	-	-	0,2667	-	0,8595	
Intervalo	inf	2,87%	0,00%	0,00%	52,90%	0,00%	-1,82%	
	sup	23,43%	0,00%	0,00%	81,44%	0,00%	40,84%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		21,96%	0,00%	0,00%	78,04%	0,00%	0,00%	0,634
Estatística t		3,5547	-	-	0,4133	-	-	
Intervalo	inf	15,41%	0,00%	0,00%	0,00%	71,90%	0,00%	
	sup	28,10%	0,00%	0,00%	0,00%	84,59%	0,00%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		20,34%	0,00%	79,66%	0,00%	0,00%	0,00%	0,616
Estatística t		2,6564	-	0,1674	-	-	-	
Intervalo	inf	13,96%	0,00%	73,54%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	26,46%	0,00%	86,04%	0,00%	0,00%	0,00%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		13,51%	0,00%	86,49%	0,00%	0,00%	0,00%	0,649
Estatística t		2,6842	-	0,6090	-	-	-	
Intervalo	inf	9,46%	0,00%	82,37%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	17,63%	0,00%	90,54%	0,00%	0,00%	0,00%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,00%	0,00%	91,07%	0,00%	0,00%	8,93%	0,715
Estatística t		-	-	0,7772	-	-	1,5476	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	88,73%	0,00%	0,00%	6,47%	
	sup	0,00%	0,00%	93,53%	0,00%	0,00%	11,27%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		0,00%	0,00%	0,00%	94,75%	0,00%	5,25%	0,558
Estatística t		-	-	-	0,8970	-	0,9353	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	90,08%	0,00%	0,40%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	99,60%	0,00%	9,92%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		0,00%	1,18%	82,16%	16,67%	0,00%	0,00%	0,729
Estatística t		-	0,5614	0,4392	0,4455	-	-	
Intervalo	inf	0,00%	-1,05%	37,79%	-25,64%	0,00%	0,00%	
	sup	0,00%	3,28%	124,78%	60,66%	0,00%	0,00%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		0,26%	1,63%	83,32%	14,80%	0,00%	0,00%	0,244
Estatística t		0,2614	0,6073	0,8345	0,2075	-	-	
Intervalo	inf	-0,97%	-1,13%	-10,62%	-89,15%	0,00%	0,00%	
	sup	1,47%	4,34%	186,52%	109,65%	0,00%	0,00%	

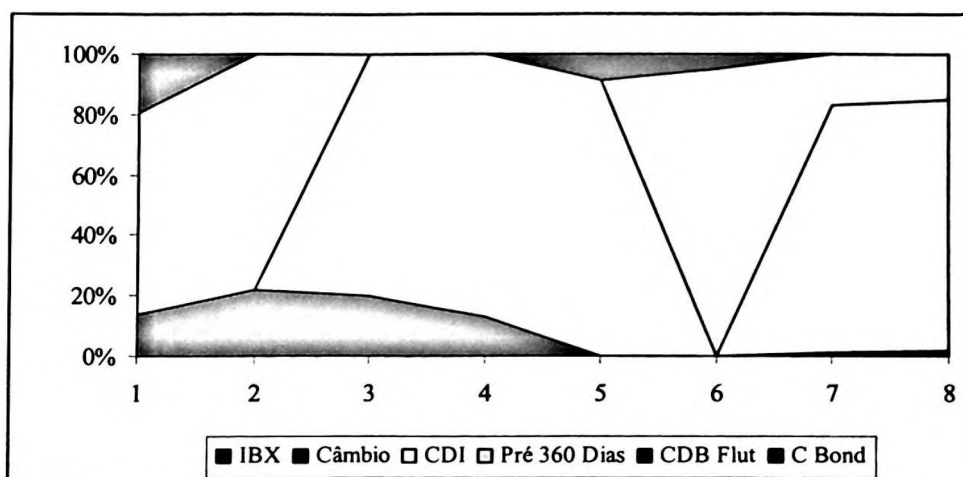


Gráfico 3 – Fator Balanceado – Jul/00 a Jun/05

4.2.4 Hedging-Griffo Verde

Este foi um dos fundos multimercados que melhor responderam à análise de estilo. É possível verificar uma consistência no estilo de gestão, em que é possível dizer com relativa certeza que o fundo mantém exposições ao IBX e ao Câmbio. O elevado componente de seleção (55% em média) mostra que mesmo tendo consistência no seu estilo de gestão, a rentabilidade do fundo depende em grande parte da capacidade de seleção do seu gestor.

Tabela 6 – Hedging-Griffo Verde – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		7,33%	17,79%	74,88%	0,00%	0,00%	0,00%	0,202
Estatística t		0,8628	1,2973	0,0409	-	-	-	
Intervalo	inf	-0,45%	3,48%	56,68%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	15,14%	32,21%	93,81%	0,00%	0,00%	0,00%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		1,51%	11,87%	86,62%	0,00%	0,00%	0,00%	0,164
Estatística t		0,2228	0,9993	0,0523	-	-	-	
Intervalo	inf	-6,67%	0,58%	69,53%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	9,62%	23,18%	104,22%	0,00%	0,00%	0,00%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		18,66%	22,21%	56,67%	0,00%	0,00%	2,46%	0,259
Estatística t		1,2245	0,9784	0,0598	-	-	0,1032	
Intervalo	inf	-2,30%	-1,49%	12,36%	0,00%	0,00%	23,38%	
	sup	39,39%	46,20%	101,76%	0,00%	0,00%	28,81%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		32,83%	26,53%	0,00%	40,64%	0,00%	0,00%	0,498
Estatística t		2,4383	1,5813	-	0,1681	-	-	
Intervalo	inf	16,47%	15,58%	0,00%	17,01%	0,00%	0,00%	
	sup	48,20%	37,53%	0,00%	65,28%	0,00%	0,00%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		33,69%	24,64%	0,00%	41,67%	0,00%	0,00%	0,594
Estatística t		3,1240	1,5232	-	0,1949	-	-	
Intervalo	inf	21,74%	14,85%	0,00%	23,69%	0,00%	0,00%	
	sup	44,61%	33,84%	0,00%	60,42%	0,00%	0,00%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		24,26%	25,16%	37,44%	0,00%	0,00%	13,14%	0,612
Estatística t		2,7482	1,8143	0,0730	-	-	0,6626	
Intervalo	inf	15,01%	8,00%	6,00%	0,00%	0,00%	-8,30%	
	sup	33,62%	42,36%	69,31%	0,00%	0,00%	33,69%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		30,99%	0,00%	0,00%	0,00%	69,01%	0,00%	0,617
Estatística t		3,2326	-	-	-	0,0356	-	
Intervalo	inf	19,67%	0,00%	0,00%	0,00%	59,03%	0,00%	
	sup	40,97%	0,00%	0,00%	0,00%	80,33%	0,00%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		17,68%	34,09%	0,00%	0,00%	0,00%	48,23%	0,604
Estatística t		2,2288	1,5923	-	-	-	1,6108	
Intervalo	inf	6,67%	21,90%	0,00%	0,00%	0,00%	32,06%	
	sup	28,79%	46,61%	0,00%	0,00%	0,00%	65,66%	

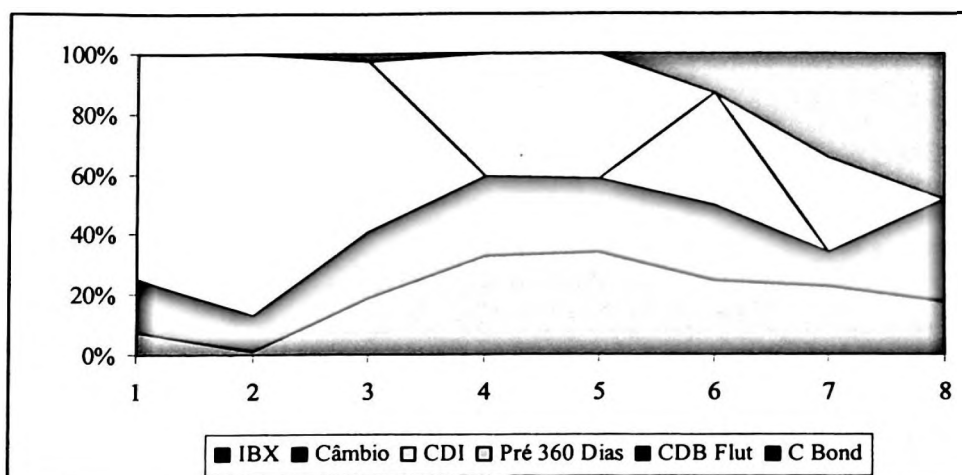


Gráfico 4 – Hedging-Griffo Verde – Jul/00 a Jun/05

4.2.5 Itaú Performance

A análise deste fundo mostra que ele tem um perfil bastante passivo, concentrado em operações de curto prazo, já que a sua principal exposição é relativa ao CDI. A classificação do fundo na Anbid corrobora esta conclusão.

Tabela 7 – Itaú Performance – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		0,03%	0,20%	75,74%	0,00%	23,64%	0,39%	0,989
Estatística t		0,2990	1,2350	3,5034	-	1,0935	1,4251	
Intervalo	inf	-0,11%	-0,02%	48,04%	0,00%	-6,08%	0,03%	
	sup	0,17%	0,41%	105,58%	0,00%	51,34%	0,75%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		0,11%	0,01%	93,58%	0,00%	6,30%	0,00%	0,991
Estatística t		1,4522	0,0753	5,0529	-	0,3402	-	
Intervalo	inf	0,02%	-0,12%	70,39%	0,00%	19,87%	0,00%	
	sup	0,20%	0,14%	119,59%	0,00%	29,61%	0,00%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,00%	0,00%	99,92%	0,00%	0,00%	0,08%	0,982
Estatística t		-	-	15,6694	-	-	0,4982	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	99,85%	0,00%	0,00%	0,02%	
	sup	0,00%	0,00%	99,98%	0,00%	0,00%	0,15%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		0,00%	0,00%	96,78%	2,15%	1,00%	0,06%	0,995
Estatística t		-	-	31,7408	1,1081	0,4217	0,4132	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	92,54%	0,10%	-1,97%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	100,97%	4,30%	4,12%	0,12%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,00%	0,00%	96,73%	3,27%	0,00%	0,00%	0,995
Estatística t		-	-	31,6167	1,8910	-	-	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	95,03%	1,50%	0,00%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	98,50%	4,97%	0,00%	0,00%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		0,00%	0,00%	100,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,999
Estatística t		-	-	31,6393	-	-	-	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	100,00%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	100,00%	0,00%	0,00%	0,00%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		0,00%	0,00%	93,90%	0,00%	6,10%	0,00%	0,999
Estatística t		-	-	9,9123	-	0,6439	-	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	85,30%	0,00%	-2,11%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	102,11%	0,00%	14,70%	0,00%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		-0,01%	0,13%	99,88%	0,00%	0,00%	0,00%	0,995
Estatística t		(0,2062)	0,9934	20,5163	-	-	-	
Intervalo	inf	-0,06%	0,00%	99,74%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	0,05%	0,25%	100,03%	0,00%	0,00%	0,00%	

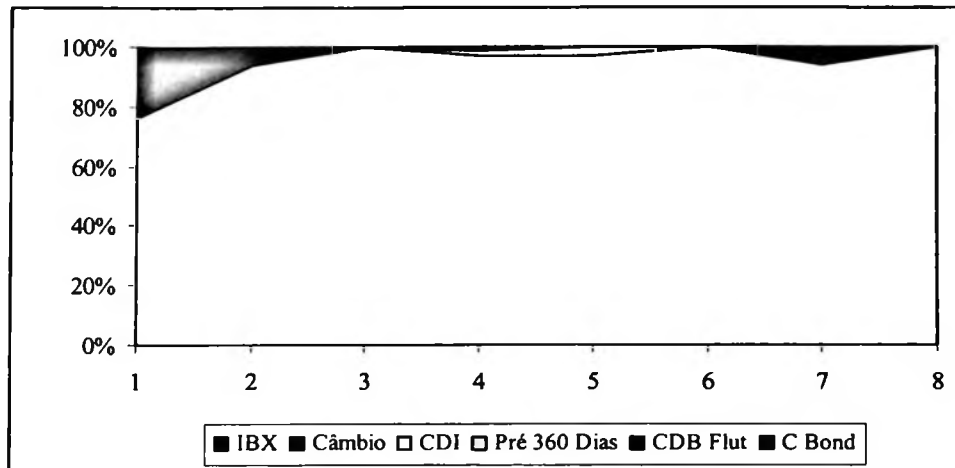


Gráfico 5 – Itaú Performance – Jul/00 a Jun/05

4.2.6 JGP Hedge

O estudo da evolução dos diversos índices no estilo do fundo permite dizer que o fundo teve posições estatisticamente relevantes em Câmbio e C Bond para o período entre Julho de 2001 e Junho de 2004. Para os demais períodos não é possível afirmar com certeza que a exposição a estes dois índices foi estatisticamente relevante. Apesar da análise mostrar uma alternância entre Pré de 360 Dias, CDB Flutuante Outros e CDI, não é possível afirmar com certeza que eles são significativos do ponto de vista estatístico.

Tabela 8 – JGP Hedge – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		6,11%	0,00%	0,00%	92,00%	0,00%	1,90%	0,554
Estatística t		1,6422	-	-	0,8032	-	0,1872	
Intervalo	inf	0,70%	0,00%	0,00%	85,00%	0,00%	-8,31%	
	sup	11,27%	0,00%	0,00%	98,97%	0,00%	13,13%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		1,84%	0,00%	0,00%	89,39%	0,00%	8,76%	0,496
Estatística t		0,5260	-	-	0,8362	-	1,2701	
Intervalo	inf	-3,33%	0,00%	0,00%	84,72%	0,00%	2,58%	
	sup	6,69%	0,00%	0,00%	93,69%	0,00%	15,75%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,00%	2,54%	0,00%	0,00%	87,15%	10,30%	0,674
Estatística t		-	0,4405	-	-	0,4141	1,7006	
Intervalo	inf	0,00%	-3,55%	0,00%	0,00%	75,86%	4,72%	
	sup	0,00%	8,53%	0,00%	0,00%	98,43%	15,78%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		0,00%	10,14%	0,00%	0,00%	74,08%	15,78%	0,581
Estatística t		-	1,6940	-	-	0,7027	2,4449	
Intervalo	inf	0,00%	4,11%	0,00%	0,00%	61,90%	9,90%	
	sup	0,00%	16,42%	0,00%	0,00%	85,89%	21,61%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		1,94%	10,53%	0,00%	0,00%	72,14%	15,40%	0,532
Estatística t		0,4430	1,6030	-	-	0,6141	2,0359	
Intervalo	inf	-3,14%	3,88%	0,00%	0,00%	59,53%	9,06%	
	sup	6,56%	16,87%	0,00%	0,00%	85,39%	21,91%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		3,23%	7,33%	84,97%	0,00%	4,47%	0,00%	0,521
Estatística t		1,2034	1,7384	0,5446	-	0,0537	-	
Intervalo	inf	0,15%	3,35%	-5,54%	0,00%	87,03%	0,00%	
	sup	6,00%	11,59%	173,52%	0,00%	96,47%	0,00%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		3,75%	3,62%	92,63%	0,00%	0,00%	0,00%	0,474
Estatística t		1,1115	0,4727	0,1359	-	-	-	
Intervalo	inf	0,37%	-4,13%	83,89%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	7,21%	10,68%	101,76%	0,00%	0,00%	0,00%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		2,99%	0,00%	97,01%	0,00%	0,00%	0,00%	0,238
Estatística t		1,4906	-	0,4817	-	-	-	
Intervalo	inf	0,54%	0,00%	94,68%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	5,32%	0,00%	99,46%	0,00%	0,00%	0,00%	

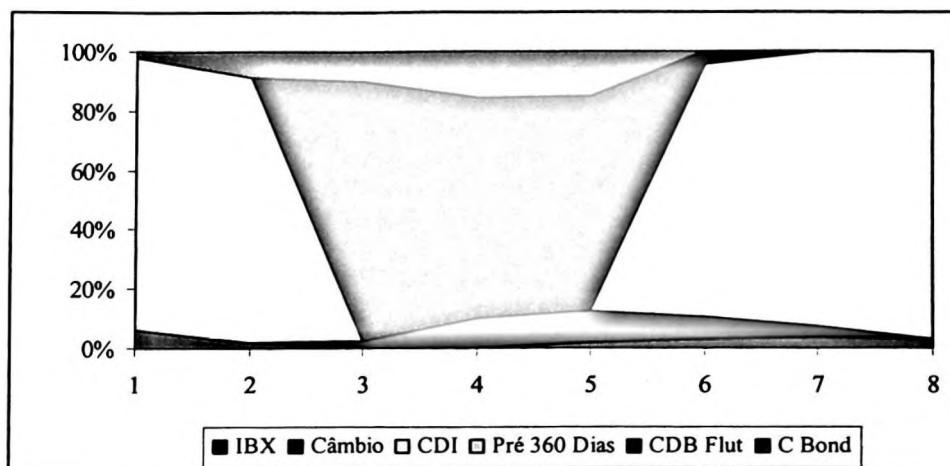


Gráfico 6 – JGP Hedge– Jul/00 a Jun/05

4.2.7 Nobel Advanced Aggressive

No segundo período da análise não foi possível afirmar com certeza que o fundo tivesse exposição significativa aos índices passivos de mercado. As únicas exceções foram a exposição ao IBX no primeiro subperíodo e a exposição ao C Bond no último subperíodo. Como a maioria dos fundos multimercados, não é possível obter um resultado plenamente satisfatório com a análise de estilo.

Tabela 9 – Nobel Advanced Aggressive – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		11,61%	0,00%	0,00%	88,39%	0,00%	0,00%	0,505
Estatística t		1,8635	-	-	0,4608	-	-	
Intervalo	inf	6,28%	0,00%	0,00%	83,33%	0,00%	0,00%	
	sup	16,67%	0,00%	0,00%	93,72%	0,00%	0,00%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		9,75%	0,00%	0,00%	81,21%	0,00%	9,05%	0,541
Estatística t		1,6990	-	-	0,4630	-	0,7998	
Intervalo	inf	1,56%	0,00%	0,00%	73,65%	0,00%	-2,59%	
	sup	17,96%	0,00%	0,00%	88,86%	0,00%	19,82%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,59%	7,87%	0,00%	0,00%	78,12%	13,42%	0,346
Estatística t		0,0784	0,7022	-	-	0,1910	1,1400	
Intervalo	inf	-10,21%	-3,75%	0,00%	0,00%	56,66%	0,98%	
	sup	10,41%	18,93%	0,00%	0,00%	100,55%	26,07%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		0,00%	10,02%	0,00%	7,57%	67,46%	14,95%	0,318
Estatística t		-	0,9873	-	0,0518	0,3774	1,3662	
Intervalo	inf	0,00%	-4,42%	0,00%	-144,82%	-72,51%	1,32%	
	sup	0,00%	23,50%	0,00%	167,91%	202,75%	27,74%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,00%	1,09%	0,00%	95,92%	0,00%	2,99%	0,128
Estatística t		-	0,1228	-	0,8173	-	0,2924	
Intervalo	inf	0,00%	-9,18%	0,00%	76,70%	0,00%	-7,02%	
	sup	0,00%	11,11%	0,00%	116,19%	0,00%	12,99%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		0,00%	2,28%	91,86%	0,00%	0,00%	5,86%	0,283
Estatística t		-	0,3042	0,3313	-	-	0,5468	
Intervalo	inf	0,00%	-7,33%	74,11%	0,00%	0,00%	-5,20%	
	sup	0,00%	11,64%	109,92%	0,00%	0,00%	16,64%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		1,09%	0,00%	91,05%	0,00%	0,00%	7,86%	0,246
Estatística t		0,2321	-	0,0960	-	-	0,4888	
Intervalo	inf	-5,00%	0,00%	78,78%	0,00%	0,00%	-6,40%	
	sup	7,62%	0,00%	102,16%	0,00%	0,00%	23,00%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		0,71%	0,00%	0,00%	60,18%	26,64%	12,47%	0,587
Estatística t		0,3894	-	-	0,4603	0,1455	1,8121	
Intervalo	inf	-1,88%	0,00%	0,00%	-112,61%	148,83%	6,10%	
	sup	3,30%	0,00%	0,00%	238,94%	198,61%	19,41%	

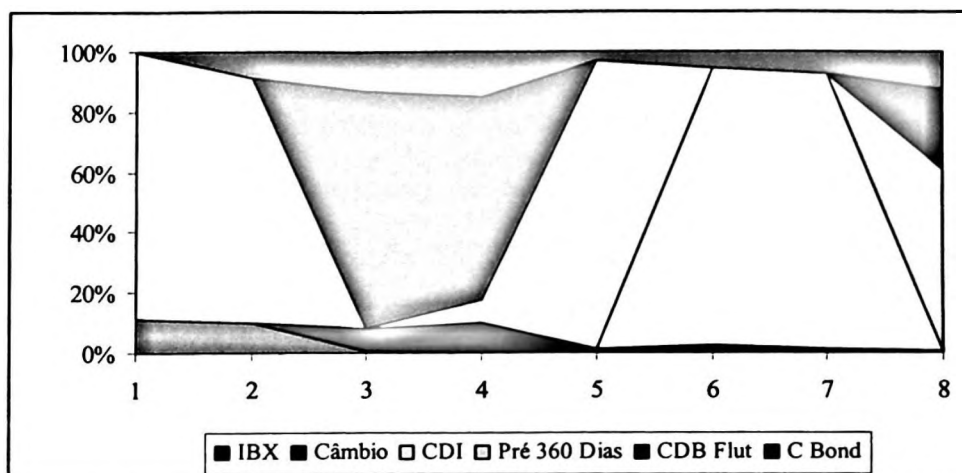


Gráfico 7 – Nobel Advanced Aggressive – Jul/00 a Jun/05

4.2.8 Pactual Hedge

Apesar de ser classificado como um fundo multimercado, a análise do fundo apresentou uma elevada sensibilidade ao CDI a partir de Julho de 2001. A partir de Janeiro de 2003 a exposição ao IBX também passou a ser relevante. Curiosamente, ao adicionar mais um coeficiente relevante para a estimação do modelo, houve um aumento do R^2 e o componente de seletividade do gestor diminuiu.

Tabela 10 – Pactual Hedge – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		0,00%	0,65%	31,93%	10,30%	55,35%	1,77%	0,822
Estatística t		-	0,7256	0,2670	0,6029	0,4628	1,1692	
Intervalo	inf	0,00%	-0,47%	127,19%	-12,68%	118,26%	0,49%	
	sup	0,00%	1,78%	197,37%	31,63%	224,49%	3,09%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		0,00%	0,00%	87,34%	11,72%	0,00%	0,94%	0,742
Estatística t		-	-	0,6536	0,7016	-	0,8723	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	63,74%	-13,59%	0,00%	0,06%	
	sup	0,00%	0,00%	113,04%	35,14%	0,00%	1,74%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,00%	0,00%	99,97%	0,00%	0,00%	0,03%	0,052
Estatística t		-	-	1,6939	-	-	0,0202	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	99,38%	0,00%	0,00%	-0,55%	
	sup	0,00%	0,00%	100,55%	0,00%	0,00%	0,62%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		0,00%	0,00%	99,81%	0,00%	0,00%	0,19%	0,527
Estatística t		-	-	2,8484	-	-	0,1139	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	99,14%	0,00%	0,00%	-0,50%	
	sup	0,00%	0,00%	100,50%	0,00%	0,00%	0,86%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,00%	0,00%	99,86%	0,00%	0,00%	0,14%	0,451
Estatística t		-	-	2,6462	-	-	0,0753	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	99,09%	0,00%	0,00%	-0,66%	
	sup	0,00%	0,00%	100,66%	0,00%	0,00%	0,91%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		1,11%	0,00%	61,94%	36,33%	0,00%	0,62%	0,836
Estatística t		1,4315	-	1,3743	1,1084	-	0,3560	
Intervalo	inf	0,22%	0,00%	20,88%	-4,40%	0,00%	-1,11%	
	sup	2,05%	0,00%	102,56%	77,55%	0,00%	2,22%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		1,65%	1,64%	67,00%	29,71%	0,00%	0,00%	0,874
Estatística t		2,5595	1,1209	0,5145	1,1408	-	-	
Intervalo	inf	0,97%	0,08%	39,73%	1,52%	0,00%	0,00%	
	sup	2,31%	3,06%	95,22%	56,22%	0,00%	0,00%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		1,59%	1,11%	97,30%	0,00%	0,00%	0,00%	0,711
Estatística t		3,2189	0,8326	1,9620	-	-	-	
Intervalo	inf	1,01%	-0,18%	95,84%	0,00%	0,00%	0,00%	
	sup	2,17%	2,34%	98,80%	0,00%	0,00%	0,00%	

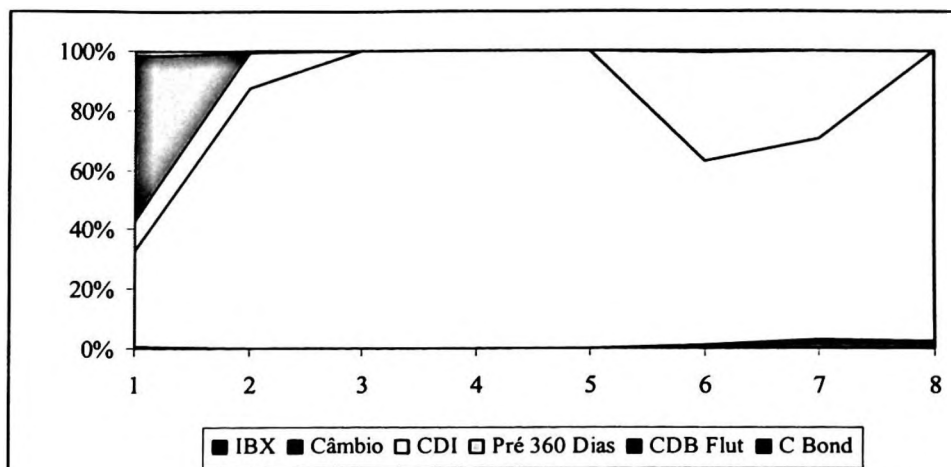


Gráfico 8 – Pactual Hedge – Jul/00 a Jun/05

4.2.9 Sul América Multicarteira

A análise de estilo do fundo permite concluir que o fundo possui uma exposição ao mercado de renda variável (IBX), mas que essa exposição foi sendo reduzida ao longo do tempo. A exposição ao CDB Flutuante e ao C Bond é negada pela estatística t (segundo metodologia de cálculo proposta por Lobosco e DiBartolomeo (1997)), mas a observação do intervalo de confiança (gerado segundo a metodologia de Otten e Bams (2001)) mostra que ambos são relevantes ao nível α de 10%.

Tabela 11 – Sul América Multicarteira – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		13,75%	0,00%	0,00%	62,50%	14,81%	8,93%	0,892
Estatística t		4,6451	-	-	0,6858	0,0232	1,1059	
Intervalo	inf	9,81%	0,00%	0,00%	-66,01%	109,62%	0,48%	
	sup	17,37%	0,00%	0,00%	185,52%	146,74%	17,59%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		15,89%	0,00%	0,00%	84,11%	0,00%	0,00%	0,746
Estatística t		4,7768	-	-	0,8273	-	-	
Intervalo	inf	12,39%	0,00%	0,00%	80,82%	0,00%	0,00%	
	sup	19,18%	0,00%	0,00%	87,61%	0,00%	0,00%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		13,36%	0,00%	0,00%	86,64%	0,00%	0,00%	0,597
Estatística t		2,3446	-	-	0,5942	-	-	
Intervalo	inf	8,62%	0,00%	0,00%	82,10%	0,00%	0,00%	
	sup	17,90%	0,00%	0,00%	91,38%	0,00%	0,00%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		12,39%	0,00%	0,00%	87,61%	0,00%	0,00%	0,560
Estatística t		2,0829	-	-	0,8203	-	-	
Intervalo	inf	7,64%	0,00%	0,00%	82,73%	0,00%	0,00%	
	sup	17,27%	0,00%	0,00%	92,36%	0,00%	0,00%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		5,10%	0,00%	0,00%	81,37%	8,78%	4,75%	0,581
Estatística t		1,2515	-	-	1,0071	0,0803	0,6748	
Intervalo	inf	-0,09%	0,00%	0,00%	15,81%	-54,75%	0,74%	
	sup	10,23%	0,00%	0,00%	143,47%	73,51%	8,98%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		6,93%	0,00%	0,00%	64,34%	28,73%	0,00%	0,428
Estatística t		2,1531	-	-	0,4729	0,2879	-	
Intervalo	inf	3,26%	0,00%	0,00%	-7,27%	-45,30%	0,00%	
	sup	10,42%	0,00%	0,00%	136,61%	101,19%	0,00%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		1,24%	0,00%	0,00%	90,80%	0,00%	7,96%	0,534
Estatística t		0,6248	-	-	1,1325	-	1,1715	
Intervalo	inf	-1,51%	0,00%	0,00%	85,80%	0,00%	1,79%	
	sup	3,79%	0,00%	0,00%	95,82%	0,00%	14,41%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		3,92%	0,00%	0,00%	91,13%	0,00%	4,95%	0,449
Estatística t		2,1037	-	-	0,6820	-	0,7038	
Intervalo	inf	1,32%	0,00%	0,00%	85,48%	0,00%	-1,59%	
	sup	6,55%	0,00%	0,00%	97,07%	0,00%	11,43%	

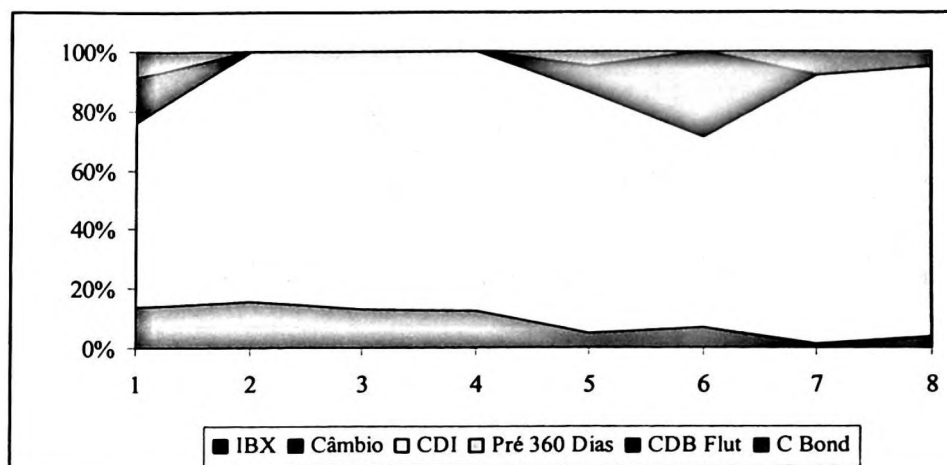


Gráfico 9 – Sul América Multicarteira – Jul/00 a Jun/05

4.2.10 Votorantim Dinâmico

A análise de estilo mostra fundo não apresenta uma exposição relevante ao CDI a partir de Julho de 2001. As demais posições em Pré de 360 Dias e CDB Flutuante Outras acabam reduzindo suas participações a partir deste subperíodo, o que pode indicar que o fundo reduziu o prazo das suas operações em carteira.

Tabela 12 – Votorantim Dinâmico – Jul/00 a Jun/05

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		0,00%	0,00%	0,00%	53,15%	45,15%	1,70%	0,522
Estatística t		-	-	-	1,1601	0,1408	0,4188	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	0,00%	-10,27%	-14,62%	-0,94%	
	sup	0,00%	0,00%	0,00%	111,84%	110,35%	4,24%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		0,47%	0,47%	22,88%	15,21%	60,50%	0,48%	0,926
Estatística t		1,4326	0,8173	0,2852	1,5169	0,7542	0,7420	
Intervalo	inf	0,04%	-0,27%	-81,54%	2,43%	-45,68%	-0,32%	
	sup	0,87%	1,22%	126,49%	28,38%	167,48%	1,27%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		0,35%	0,37%	91,64%	4,69%	2,95%	0,00%	0,910
Estatística t		1,1681	0,8289	4,9217	0,6117	0,1811	-	
Intervalo	inf	-0,03%	0,09%	63,59%	-4,71%	-17,56%	0,00%	
	sup	0,71%	0,64%	118,15%	13,63%	24,15%	0,00%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		0,00%	0,07%	92,27%	7,66%	0,00%	0,00%	0,923
Estatística t		-	0,1391	8,1005	1,0568	-	-	
Intervalo	inf	0,00%	-0,16%	84,06%	0,08%	0,00%	0,00%	
	sup	0,00%	0,30%	99,76%	15,95%	0,00%	0,00%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		0,00%	0,00%	86,50%	13,50%	0,00%	0,00%	0,778
Estatística t		-	-	4,5731	1,2627	-	-	
Intervalo	inf	0,00%	0,00%	76,45%	2,82%	0,00%	0,00%	
	sup	0,00%	0,00%	97,18%	23,55%	0,00%	0,00%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		0,35%	0,00%	96,96%	0,00%	0,00%	2,69%	0,909
Estatística t		0,4684	-	2,2326	-	-	1,6027	
Intervalo	inf	-0,48%	0,00%	95,62%	0,00%	0,00%	1,29%	
	sup	1,16%	0,00%	98,37%	0,00%	0,00%	4,03%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		0,86%	2,12%	94,80%	0,00%	0,00%	2,22%	0,876
Estatística t		1,0439	1,1338	0,5697	-	-	0,7871	
Intervalo	inf	-0,14%	-0,02%	91,36%	0,00%	0,00%	-0,64%	
	sup	1,97%	3,96%	98,69%	0,00%	0,00%	4,79%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		0,14%	0,25%	72,01%	27,59%	0,00%	0,00%	0,813
Estatística t		0,4059	0,2686	2,0794	1,1154	-	-	
Intervalo	inf	-0,31%	-0,66%	36,95%	-5,90%	0,00%	0,00%	
	sup	0,59%	1,18%	105,36%	62,83%	0,00%	0,00%	

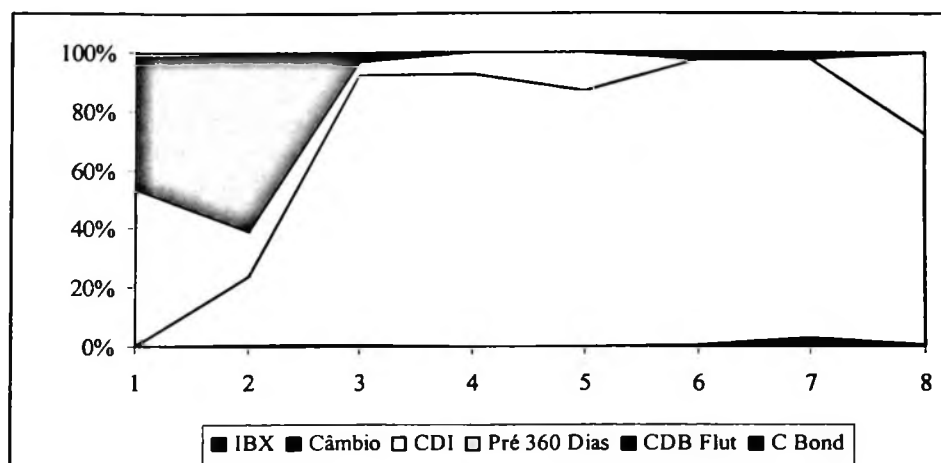


Gráfico 10 – Votorantim Dinâmico – Jul/00 a Jun/05

4.3 Carteira de Fundo de Fundos

Com os 10 fundos analisados foi montada uma carteira de pesos iguais chamada FDF (abreviação para “Fundo de Fundos”), Temos três carteiras FDF: duas com os resultados obtidos a partir de cada fundo ponderado pelo seu peso (FDF Esperado) e uma com os resultados obtidos a partir do modelo de Sharpe (FDF Real). Neste caso, a análise é feita a partir do fluxo de retornos resultante da combinação dos retornos de cada fundo ponderado pelo seu peso, sendo que todos os pesos são iguais. Os resultados obtidos com cada fundo individualmente são comparados com os resultados do FDF Real.

Para obter os pesos de cada estilo nas duas carteiras FDF Esperado foram usados apenas aqueles que eram estatisticamente significativos, ou seja, apenas aqueles que tinham estatística t acima de 1,645 (nível de significância de 10%). Depois de obtidos os pesos para cada fundo, somam-se os pesos ponderados de cada índice e chega-se finalmente ao peso daquele índice em particular dentro da carteira total FDF. A primeira carteira FDF utilizou apenas os pesos que eram significativos de acordo com a metodologia sugerida por Lobosco e DiBartolomeo (1997). A segunda carteira utilizou apenas os pesos significativos segundo o método de Otten e Bams (2001).

Na montagem da carteira FDF Real foi usada como hipótese o rebalanceamento mensal da carteira. Isto é necessário para que o peso de cada fundo na carteira se mantenha o mesmo durante toda a análise. Sem esta hipótese, os fundos que tivessem retornos superiores à média teriam um peso maior em relação aos demais e vice-versa.

Os resultados referentes ao método de Lobosco e DiBartolomeo estão descritos na tabela abaixo:

Tabela 13 – Fundo de Fundos Esperado– Método de Lobosco e DiBartolomeo

	IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond
Período 1: Jul/00 a Dez/01	3,90%	0,00%	7,57%	0,00%	0,00%	0,00%
Período 2: Jan/01 a Jun/02	4,76%	0,00%	9,36%	3,59%	0,00%	0,26%
Período 3: Jul/01 a Dez/02	3,37%	0,00%	36,80%	0,00%	0,00%	1,23%
Período 4: Jan/02 a Jun/03	5,87%	1,01%	37,56%	0,00%	0,00%	1,76%
Período 5: Jul/02 a Dez/03	3,37%	0,00%	36,83%	1,72%	0,00%	1,54%
Período 6: Jan/03 a Jun/04	3,12%	3,25%	29,53%	0,00%	0,00%	4,10%
Período 7: Jul/03 a Dez/04	2,45%	0,00%	9,39%	0,00%	0,00%	0,00%
Período 8: Jan/04 a Jun/05	2,32%	0,00%	26,92%	0,00%	6,14%	1,25%

A seguir são apresentados os resultados referentes ao método de Otten e Bams:

Tabela 14 – Fundo de Fundos Esperado– Método de Otten e Bams

	IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond
Período 1: Jul/00 a Dez/01	4,51%	1,78%	21,59%	37,46%	0,00%	1,40%
Período 2: Jan/01 a Jun/02	5,35%	1,27%	35,15%	49,36%	6,68%	2,18%
Período 3: Jul/01 a Dez/02	3,37%	0,04%	50,43%	10,72%	16,53%	2,58%
Período 4: Jan/02 a Jun/03	5,87%	3,67%	46,21%	13,81%	17,24%	3,25%
Período 5: Jul/02 a Dez/03	3,37%	3,52%	45,93%	24,96%	7,21%	2,98%
Período 6: Jan/03 a Jun/04	3,55%	3,25%	48,66%	9,48%	6,06%	4,90%
Período 7: Jul/03 a Dez/04	2,83%	0,16%	61,95%	20,07%	0,00%	4,44%
Período 8: Jan/04 a Jun/05	2,62%	3,41%	36,62%	9,11%	15,14%	6,07%

Comparando os dados das duas tabelas acima com os resultados obtidos através da análise de estilo propriamente dita à carteira FDF Real, vemos que o método proposto por Lobosco e DiBartolomeo é superior ao de Otten e Bams. O método de Lobosco e DiBartolomeo parece ser mais estrito que o de Otten e Bams e por isso gera menos variáveis significativas. Dessa forma, é mais fácil acertar quais índices são realmente significativos, já que poucos são escolhidos. O método de Otten e Bams indica uma número maior de índices com pesos estatisticamente relevantes e por isso as suas chances de indicar erroneamente um índice são maiores.

Quanto à consistência intertemporal do estilo da carteira consolidada, a única afirmação que podemos fazer com certeza é de que a exposição ao IBX foi mantida por quase todos os

subperíodos. A exposição ao C Bond foi relevante entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2004. Quanto às exposições aos demais índices de mercado, não se pode afirmar com certeza que são estatisticamente significantes.

Tabela 15 – Fundo de Fundos – Resultado Real

		IBX	Câmbio	CDI	Pré 360 Dias	CDB Flut	C Bond	R ²
Período 1: Jul/00 a Dez/01		6,82%	0,00%	0,00%	93,18%	0,00%	0,00%	0,851
Estatística t		4,5537	-	-	2,0210	-	-	
Intervalo	inf	5,56%	0,00%	0,00%	91,98%	0,00%	0,00%	
	sup	8,02%	0,00%	0,00%	94,44%	0,00%	0,00%	
Período 2: Jan/01 a Jun/02		6,19%	0,00%	34,14%	59,67%	0,00%	0,00%	0,751
Estatística t		4,1947	-	0,0946	1,3231	-	-	
Intervalo	inf	4,56%	0,00%	-24,04%	-2,24%	0,00%	0,00%	
	sup	7,67%	0,00%	96,90%	117,97%	0,00%	0,00%	
Período 3: Jul/01 a Dez/02		3,84%	1,69%	23,22%	49,76%	19,38%	2,11%	0,721
Estatística t		1,9786	0,5845	0,1925	1,0020	0,1836	0,6948	
Intervalo	inf	1,25%	-2,06%	131,93%	-12,70%	104,38%	-1,70%	
	sup	6,28%	5,18%	187,43%	115,53%	145,04%	6,13%	
Período 4: Jan/02 a Jun/03		2,77%	2,40%	13,73%	44,41%	33,22%	3,47%	0,770
Estatística t		1,5120	1,0514	0,2656	1,3502	0,8263	1,4098	
Intervalo	inf	0,41%	-0,64%	-61,48%	2,10%	-23,21%	0,29%	
	sup	5,13%	5,26%	83,76%	86,35%	87,82%	6,74%	
Período 5: Jul/02 a Dez/03		1,57%	1,71%	0,00%	54,48%	39,27%	2,98%	0,716
Estatística t		1,2400	0,9004	-	2,1703	1,1563	1,3626	
Intervalo	inf	-0,26%	-0,62%	0,00%	27,85%	14,51%	0,32%	
	sup	3,23%	4,25%	0,00%	81,64%	62,50%	5,92%	
Período 6: Jan/03 a Jun/04		2,96%	1,68%	66,89%	10,95%	11,15%	6,37%	0,883
Estatística t		2,4026	0,8680	0,9341	0,2103	0,2920	2,3017	
Intervalo	inf	1,34%	-0,87%	-28,47%	-64,03%	-37,28%	2,80%	
	sup	4,53%	4,14%	166,07%	79,69%	60,26%	9,90%	
Período 7: Jul/03 a Dez/04		3,26%	0,00%	49,20%	6,49%	35,52%	5,53%	0,849
Estatística t		2,4012	-	0,1794	0,1183	0,1295	1,1897	
Intervalo	inf	1,45%	0,00%	273,35%	-62,32%	253,29%	0,90%	
	sup	4,86%	0,00%	386,64%	81,19%	308,26%	10,37%	
Período 8: Jan/04 a Jun/05		4,76%	0,00%	0,00%	9,07%	86,17%	0,00%	0,724
Estatística t		4,4704	-	-	0,1188	0,8060	-	
Intervalo	inf	3,43%	0,00%	0,00%	-97,44%	-21,76%	0,00%	
	sup	6,16%	0,00%	0,00%	116,83%	191,80%	0,00%	

4.4 Análise Dinâmica

Para a análise dinâmica da carteira foi escolhido o método proposto por Swinkels e Sluis (2001), o qual utiliza o Filtro de Kalman para estimar os coeficientes da análise de estilo. O objetivo dos autores é ter uma visão dinâmica do comportamento dos coeficientes de estilo sem o uso de janelas de tempo que se movem a cada período.

Nas tabelas a seguir são mostrados os resultados obtidos com a aplicação da metodologia proposta pelos autores sobre os retornos dos dez fundos analisados anteriormente. Os índices passivos utilizados para a obtenção dos diferentes estilos também são os mesmos da análise anterior. Para efeito de comparação, os resultados foram confrontados aos obtidos com a análise de estilo sem restrições de desigualdade. Apenas a restrição de igualdade foi mantida para a melhor comparação com os resultados obtidos com o método de Swinkels e Sluis, já que este método também descarta a restrição de desigualdade.

A metodologia proposta pelos autores é simplesmente a aplicação do Filtro de Kalman aos retornos dos fundos, onde a equação de medida é a equação proposta por Sharpe em seu modelo original e as equações de transição descrevem um passeio aleatório para o comportamento dos índices passivos. Os coeficientes são calculados recursivamente.

Tabela 16 – Resultados com o uso do Filtro de Kalman

Fundo	Pré 360 CDB Flut						R ²
	IBX	Câmbio	CDI	Dias	Outros	C Bond	
BNP Paribas RF	-108,21%	14,85%	-106,40%	139,73%	18,48%	141,55%	0,910
Claritas Hedge	-47,87%	16,47%	-47,67%	81,01%	16,87%	81,21%	0,076
Fator Balanceado Hedging-Griffo Verde	-247,97%	14,16%	-245,46%	278,79%	19,17%	281,30%	0,913
Itaú Performance	-29,89%	26,07%	-39,30%	72,63%	7,26%	63,22%	0,949
JGP Hedge	-85,24%	16,70%	-85,28%	118,61%	16,63%	118,58%	1,000
Nobel Advanced Aggressive	-31,95%	18,56%	-33,84%	67,17%	14,78%	65,28%	0,826
Pactual Hedge	-87,06%	21,94%	-92,33%	125,67%	11,39%	120,39%	1,000
Sul América Multicarteira	-80,33%	19,65%	-83,31%	116,64%	13,68%	113,66%	1,000
Votorantim Dinâmico	-134,07%	5,02%	-122,41%	155,75%	28,32%	167,40%	1,000
	-98,99%	12,89%	-95,21%	128,54%	20,44%	132,32%	1,000

Os resultados da tabela acima mostram os coeficientes estimados para os índices passivos quando se utiliza a metodologia proposta pelos autores e comentada no capítulo anterior. A

primeira coluna da tabela indica o nome dos fundos analisados e as colunas seguintes os coeficientes estimados para cada índice passivo. A última coluna apresenta a estatística R^2 , cujos resultados parecem ser melhores quando comparados aos resultados da tabela a seguir, a qual apresenta os resultados para a análise de estilo tradicional sem restrição de desigualdade. A melhora do R^2 acontece em praticamente todos os casos, exceto no caso do fundo Claritas Hedge.

Tabela 17 – Resultados da análise de estilo tradicional (sem restrição de desigualdade)

Fundo	Pré 360 CDB Flut						R^2
	IBX	Câmbio	CDI	Dias	Outros	C Bond	
BNP Paribas RF	0,20%	0,74%	92,54%	10,59%	-5,81%	1,75%	0,901
Claritas Hedge	1,91%	-10,80%	-223,06%	245,62%	93,38%	-7,05%	0,114
Fator Balanceado Hedging-Griffo	9,69%	-7,25%	283,86%	13,11%	-197,85%	-1,55%	0,495
Verde	19,77%	21,99%	-122,97%	142,91%	35,33%	2,97%	0,416
Itaú Performance	-0,22%	0,27%	44,13%	10,46%	44,67%	0,69%	0,938
JGP Hedge	2,34%	1,39%	12,16%	44,47%	31,44%	8,21%	0,396
Nobel Advanced Aggressive	4,66%	-0,05%	-136,01%	183,96%	43,32%	4,12%	0,331
Pactual Hedge	0,55%	0,13%	108,41%	-5,45%	-3,67%	0,02%	0,715
Sul América Multicarteira	10,38%	-2,86%	-0,99%	105,93%	-13,54%	1,08%	0,621
Votorantim Dinâmico	0,28%	0,24%	48,48%	42,33%	8,39%	0,28%	0,700

Comparando-se os valores das duas tabelas para cada fundo individualmente, vemos que os coeficientes estimados variam bastante de um método para outro. Por outro lado, ao descartar o uso da restrição de desigualdade, perde-se um pouco de informação, já que em alguns casos analisados os coeficientes estimados parecem pouco coerentes. Um exemplo é o caso do fundo BNP Paribas RF, que apresenta exposição negativa ao CDB Flutuante Outros. É pouco provável que este fundo tenha esta característica, visto que o seu perfil é passivo e tem poucas chances de vender a descoberto.

Com isso, não é possível afirmar com certeza que a metodologia proposta por Swinkels e Sluis é superior à abordagem tradicional de análise de estilo. O uso da restrição de desigualdade foi descartado por introduzir não-linearidades ao modelo e porque o seu impacto foi considerado pequeno. Para que a comparação com o modelo padrão de Sharpe fosse

completa, seria interessante se o modelo do Filtro de Kalman também incluísse a restrição de desigualdade.

5 CONCLUSÃO

A análise de estilo baseada em retornos é uma ferramenta importante para o estudo dos fundos de investimento que necessita de requisitos mínimos de dados e pouca sofisticação. Ela é bastante útil para a que o investidor tenha uma visão geral de sua carteira, principalmente se ela é formada por fundos de diversos estilos. Uma das preocupações de Sharpe ao desenvolver o seu modelo era justamente proporcionar ao investidor uma ferramenta útil na análise consolidada de seus investimentos. (SHARPE, 1992, P. 16).

O uso da programação quadrática para estimar os coeficientes do modelo tem a vantagem de produzir valores mais adequados à realidade. No entanto, este método impossibilita o uso da análise tradicional de intervalos de confiança. Como resposta a este problema, o método apresentado por Lobosco e DiBartolomeo (1997) apresentou uma forma alternativa de estimação da estatística t de Student. Já o método proposto por Otten e Bams (2001) busca estimar a distribuição assintótica dos coeficientes. Esses métodos têm a vantagem de indicar se os coeficientes gerados pela análise de estilo têm significância estatística, enriquecendo a análise inicial de Sharpe.

Em lugar do uso da programação quadrática, Swinkels e Sluis (2001) propõem o uso do Filtro de Kalman como método de estimação dos coeficientes dos índices passivos. O objetivo dos autores é proporcionar um modelo dinâmico que abarque as mudanças do estilo de gestão dos fundos.

A aplicação prática do método de análise de estilo mostra que nem sempre é possível verificar a consistência do estilo de um fundo. Isso pode ser o resultado de dois fatores importantes: a ineficácia do método de Sharpe em captar movimentos de “market timing” na análise do fundo e a lenta sensibilidade das correlações em apontar mudanças na gestão de um fundo. O método de Sharpe é mais eficaz para analisar aqueles fundos que têm por estratégia manter posicionamentos de longo prazo em alguns mercados. Fundos que não seguem esta estratégia e praticam estratégias de curto prazo, focados no “market timing” apresentarão exposições estatisticamente irrelevantes aos índices passivos de mercado e seus retornos dependerão quase que exclusivamente da capacidade de seleção do gestor.

Muito embora a análise de Sharpe apresente diversos problemas em sua aplicação prática, isso não invalida a sua utilidade como método de avaliação do estilo de um fundo bem como na alocação dos investimentos em uma carteira consolidada. Assim como outras teorias, a análise de estilo baseada em retornos não pode ser utilizada sozinha mas em conjunto com outros métodos de avaliação.

6 REFERÊNCIAS

CHRISTOPHERSON, Jon A. **Equity style classifications**. *Journal of Portfolio Management*. New York: Institutional Investor, Spring 1995, p. 32-43, 1995.

CUMMISFORD, Robert; LUMMER, Scott. **Controlling the limitations of style analysis**. *Journal of Financial Planning*. Denver: Financial Planning Association, October 1996, p. 70-76, 1996.

KIM, Tae-Hwan et al. **Asymptotic and bayesian confidence intervals for Sharpe style weights**. *Journal of Financial Econometrics*. Oxford: Oxford University Press, Vol. 3, No. 3, p. 315-343, 2.005.

LHABITANT, François-Serge. **Hedge Funds : Quantitative Insights**. Chichester: John Wiley & Sons Ltd., p. 213-226, 2.004.

LOBOSCO, Angelo; DIBARTOLOMEO, Dan. **Approximating the confidence intervals for Sharpe style weights**. *Financial Analysts Journal*. Charlottesville: CFA Institute Publications, July/August 1997, p. 80-85, 1997.

MERTON, Robert C. **On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts**. *The Journal of Business*. Chicago: The University of Chicago Press, Vol. 54, No. 3 (Jul., 1981), p. 363-406, 1981.

OTTEN, Roger; BAMS, Dennis. **Statistical tests for return-based style analysis**. EFMA 2.001 Lugano Meetings. Lugano: EFMA, p.1-32, 2001.

SHARPE, William F. **Asset allocation: management style and performance measurement**. *Journal of Portfolio Management*. New York: Institutional Investor, Winter 1992, p.7-19, 1992.

SWINKELS, Laurens; SLUIS, Pieter van der. **Return-based style analysis with time-varying exposures**. *Computing in Economics and Finance 2001*, New Haven: Society for Computational Economics, 125, p. 1-40, 2001.

7 ANEXO

7.1 Definição dos índices passivos de mercado

7.1.1 IBX

Definição: é um índice de preços que mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na BOVESPA, em termos de número de negócios e volume financeiro. Essas ações são ponderadas na carteira do índice pelo seu respectivo número de ações disponíveis à negociação no mercado.

Fonte: Bovespa

7.1.2 Ibovespa

Definição: É o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968, a partir de uma aplicação hipotética. Sua carteira é formada pelas ações que, em conjunto, representam 80% do volume negociado nos 12 meses anteriores à formação efetiva da carteira.

Fonte: Bovespa

7.1.3 Câmbio

Definição: taxa média para venda do Dólar americano efetivamente negociado no mercado interbancário (PTAX 800).

Fonte: Banco Central do Brasil

7.1.4 CDI

Definição: taxa média das operações de emissão de Depósitos Interfinanceiros pré-fixados, pactuadas por um dia útil e registradas e liquidadas pelo sistema CETIP (Central de Custódia e Liquidação de Títulos Privados), conforme determinação do Banco Central do Brasil.

Fonte: CETIP

7.1.5 Selic

Definição: É a taxa apurada no Selic, obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema ou em câmaras de compensação e liquidação de ativos, na forma de operações compromissadas. Selic é a abreviação de Sistema Especial de Liquidação e de Custódia.

Fonte: Banco Central do Brasil - Demab

7.1.6 Pré 30 Dias

Definição: taxa média das negociações de contratos futuros de Depósitos Interfinanceiros de um dia cujo vencimento ocorrerá em aproximadamente 30 dias.

Fonte: BM&F

7.1.7 Pré 360 Dias

Definição: taxa média das negociações de contratos futuros de Depósitos Interfinanceiros de um dia cujo vencimento ocorrerá em aproximadamente 360 dias.

Fonte: BM&F

7.1.8 CDB Pré

Definição: taxa mensal dos certificados de depósito bancários (CDBs) cuja remuneração do saldo é definida previamente, por ocasião da aplicação.

Fonte: Banco Central do Brasil

7.1.9 CDB Pós

Definição: taxa mensal dos certificados de depósito bancários (CDBs) cuja remuneração é conhecida após a aplicação, corrigida pela Taxa Referencial ou Taxa Básica Financeira.

Fonte: Banco Central do Brasil

7.1.10 CDB Flutuante DI

Definição: taxa mensal dos certificados de depósito bancários (CDBs) cuja remuneração é vinculada a percentual das taxas praticadas nos depósitos interfinanceiros.

Fonte: Banco Central do Brasil

7.1.11 CDB Flutuante Outros

Definição: taxa mensal dos certificados de depósito bancários (CDBs) cuja remuneração é vinculada a índices flutuantes diferentes do DI como, por exemplo, índice de preços.

Fonte: Banco Central do Brasil

7.1.12 C Bond

Definição: taxa média negociada do título da dívida externa brasileira (Capitalization Bond) que foi emitido em 1994 e que vence em Abril de 2.014. É o título da dívida externa brasileira com maior liquidez.

Fonte: Bloomberg

7.2 Breve descrição dos fundos de investimento

7.2.1 BNP Paribas RF

Gestor: BNP Paribas

Código (Anbid): 056448

Tipo (Anbid): Renda Fixa

Taxa de Administração: 0,45%

Taxa de Performance: não cobra

Início: 25/06/1998

7.2.2 Claritas Hedge

Gestor: Claritas

Código (Anbid): 068306

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável com Alavancagem

Taxa de Administração: 2,00%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 17/08/99

7.2.3 Fator Balanceado

Gestor: Fator

Código (Anbid): 077161

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável

Taxa de Administração: 1,50%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 22/05/00

7.2.4 Hedging-Griffo Verde

Gestor: Hedging-Griffo

Código (Anbid): 040177

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável com Alavancagem

Taxa de Administração: 1,50%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 02/01/97

7.2.5 Itaú Performance RF

Gestor: Itaú

Código (Anbid): 021611

Tipo (Anbid): Renda Fixa

Taxa de Administração: 0,25%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 02/10/95

7.2.6 JGP Hedge

Gestor: JGP

Código (Anbid): 073652

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável com Alavancagem

Taxa de Administração: 2,00%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 01/07/99

7.2.7 Nobel Advanced Agressive

Gestor: Nobel

Código (Anbid): 058191

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável com Alavancagem

Taxa de Administração: 1,00%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 01/09/98

7.2.8 Pactual Hedge

Gestor: Pactual

Código (Anbid): 022780

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável com Alavancagem

Taxa de Administração: 1,50%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 31/10/95

7.2.9 Sul América Multicarteira

Gestor: Sul América

Código (Anbid): 076090

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável

Taxa de Administração: 1,50%

Taxa de Performance: 20% do que exceder 100% do CDI

Início: 10/04/00

7.2.10 Votorantim Dinâmico

Gestor: Votorantim

Código (Anbid): 072281

Tipo (Anbid): Multimercados com Renda Variável

Taxa de Administração: 1,00%

Taxa de Performance: 25% do que exceder 100% do CDI

Início: 03/01/97