



RAE-eletrônica

ISSN: 1676-5648

rae@fgv.br

Escola de Administração de Empresas de São  
Paulo  
Brasil

ALVAREZ VILELLA, PAULO; PEREIRA CÂMARA LEAL, RICARDO  
O DESEMPENHO DE FUNDOS DE RENDA FIXA E O ÍNDICE DE RENDA DE MERCADO (IRF-M)  
RAE-eletrônica, vol. 7, núm. 1, enero-junio, 2008  
Escola de Administração de Empresas de São Paulo  
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=205114657003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica  
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto



ARTIGOS  
ARTÍCULOS  
ARTICLE

**O DESEMPENHO DE FUNDOS DE RENDA FIXA E O ÍNDICE DE RENDA DE MERCADO (IRF-M)**

**EL DESEMPEÑO DE LOS FONDOS DE RENTA FIJA Y EL ÍNDICE DE RENTA FIJA DE MERCADO (IRF-M)**

**THE PERFORMANCE OF FIXED INCOME FUNDS AND THE FIXED INCOME INDEX (IRF-M)**

*Por:*

**PAULO ALVAREZ VILELLA, BANCO CENTRAL  
RICARDO PEREIRA CÂMARA LEAL, UFRJ**

*RAE-eletrônica*, v. 7 n. 1, Art. 2, jan./jun. 2008

<http://www.rae.com.br/eletronica/index.cfm?FuseAction=Artigo&ID=3630&Secao=ARTIGOS&Volume=7&Numero=1&Ano=2008>

---

©Copyright, 2008, RAEletrônica. Todos os direitos, inclusive de tradução, são reservados. É permitido citar parte de artigos sem autorização prévia desde que seja identificada a fonte. A reprodução total de artigos é proibida. Os artigos só devem ser usados para uso pessoal e não-comercial. Em caso de dúvidas, consulte a redação: [raeredacao@fgv.br](mailto:raeredacao@fgv.br).

A *RAE-eletrônica* é a revista on-line da FGV-EAESP, totalmente aberta e criada com o objetivo de agilizar a veiculação de trabalhos inéditos. Lançada em janeiro de 2002, com perfil acadêmico, é dedicada a professores, pesquisadores e estudantes. Para mais informações consulte o site [www.rae.com.br/eletronica](http://www.rae.com.br/eletronica).

---

## RESUMO

Este artigo examina o emprego do Índice de Renda Fixa de Mercado (IRF-M), baseado em títulos pré-fixados, na análise de desempenho de Fundos de Investimento em Renda Fixa. O IRF-M é testado como *benchmark* alternativo e complementar à taxa dos Certificados de Depósitos Interfinanceiros de 1 dia (CDI), que representa os títulos pós-fixados. Foram avaliados 212 fundos das categorias Renda Fixa sem Alavancagem e Renda Fixa Multi-Índices. Os resultados indicam que o IRF-M melhora marginalmente o poder explicativo dos modelos de desempenho, mas seu impacto econômico é baixo quando comparado ao CDI.

## PALAVRAS-CHAVE

Fundos mútuos, investimentos, *benchmark* financeiro, renda fixa, indexação.

## ABSTRACT

*This article analyses the employment of the Fixed Income Index (IRF-M), based on the yields of Brazilian Treasury Bills, to measure the performance of fixed income mutual funds. The IRF-M is tested as an alternative benchmark to the one-day inter-bank offering rate (CDI), which represents floating rate securities. 212 funds in the non-leveraged and multi-index (asset) categories are analyzed. The results indicate that the IRF-M marginally improves the models' explanatory power, but its economic impact is still relatively low when compared to the CDI rate.*

## KEYWORDS

*Mutual funds, investments, financial benchmark, fixed income, indexation.*

## INTRODUÇÃO

Os fundos de renda fixa representam cerca de 90% dos ativos dos fundos de investimento brasileiros, mas têm sido menos estudados do que os fundos de ações, minoria no mercado. Este artigo contribui para a literatura nacional sobre fundos de renda fixa ao avaliar dois tipos de investimento: a pré e a pós-fixação.

Grande parte dos estudos desenvolvidos na literatura internacional sobre fundos de investimento se concentra no exame de carteiras de ações e poucos foram os trabalhos que se detiveram na avaliação do desempenho de fundos de renda fixa. Blake e outros (1993) examinaram a influência da escolha do *benchmark* no resultado da análise de desempenho de fundos de renda fixa, e utilizaram modelos de múltiplos fatores para inferir a participação de diferentes tipos de títulos em suas carteiras. Concluíram que há pouca influência do *benchmark* e dos modelos na análise de desempenho dos fundos de renda fixa, e que o emprego da Análise de Estilo Baseada no Retorno, de Sharpe (1992), resultou em um perfil de alocação de recursos entre classes de títulos muito próxima da política real dos fundos examinados. Os autores encontraram também evidências de que o nível de despesas dos fundos é um dos fatores determinantes de sua rentabilidade.

No Brasil, dois artigos que procuram analisar os tipos de fundos de renda fixa são o de Securato, Abe e Ziroulo (2000) para fundos de renda fixa em geral, e o de Vilella e Leal (2006) para fundos balanceados. Há um número maior de trabalhos que procurou examinar o desempenho e o risco desses tipos de fundos, tais como os de Bader (1999), Rassier (2004) e Eid Jr., Rochman e Taddeo (2005). Há também trabalhos que examinam o risco e o desempenho dos fundos multimercado e *hedging* funds, tais como os de Franco e Castello Branco (2006) e Carvalho (2005).

Neste artigo, para fundos de renda fixa brasileiros, calculam-se modelos de um fator, representando a pós-fixação dos títulos por meio da taxa dos Certificados de Depósitos Interfinanceiros de 1 dia – CDI, ou a pré-fixação dos títulos pelo Índice de Renda Fixa de Mercado – IRF-M, e com os dois fatores, simultaneamente.

Segundo Varga (2006), os fundos brasileiros seguem alguns estilos básicos: ações, câmbio, pré-fixados, CDI e inflação. Neste artigo, verifica-se se o fator de renda fixa pré-fixada acrescenta algum poder explicativo em um modelo de dois fatores, configurando uma análise de estilos. A amostra inclui fundos cujos estilos são definidos como de renda fixa. Os estilos pré-fixado e CDI são os que

interessam ao estudo. O objetivo não é avaliar o gestor, mas analisar se o fator que representa o componente pré-fixado ajuda a explicar o desempenho passado do fundo.

Como se pretende apenas verificar se o fator correspondente a títulos pré-fixados é correlacionado com o desempenho histórico dos fundos analisados, não serão feitas inferências a partir do alfa, nem será aplicado o CAPM com um o modelo gerador de retornos. Desta forma, não serão empregados nem o CAPM nem o alfa de Jensen, mas um modelo de fatores do qual foram obtidos o intercepto (alfa) e o coeficiente angular para cada um dos fatores (beta), além do  $R^2$  ajustado para analisar o quanto o modelo linear explica da variância dos fundos analisados. Definiu-se o estilo dos fundos em “renda fixa”. Nesta categoria, procurou-se verificar se um *benchmark* de renda fixa pré-fixada, quando adicionado ao *benchmark* empregado pelo mercado de renda fixa pós-fixada, melhora a explicação do desempenho passado de fundos desta categoria.

O artigo prossegue com uma breve revisão teórica dos principais conceitos utilizados no trabalho. Em seguida, se apresentam a metodologia e os modelos usados na análise de desempenho de fundos de renda fixa. Discutem-se então os resultados empíricos, seguidos pelas conclusões.

## REVISÃO DE CONCEITOS

Jensen (1968) desenvolveu uma medida de desempenho de fundos (*a* de Jensen), baseada no conhecido modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). O CAPM é usualmente estimado por meio de uma equação para os prêmios de risco de uma carteira ( $R_{p,t} - R_{ft}$ ), onde  $R_{p,t}$  é o retorno percentual esperado do ativo  $p$  no tempo  $t$  e  $R_{ft}$  é a taxa livre de riscos no tempo  $t$ , em função dos prêmios de risco de mercado observados ( $R_{M,t} - R_{ft}$ ), onde  $R_{M,t}$  é o retorno percentual esperado do mercado no tempo  $t$ , gerando um coeficiente de risco sistemático do ativo  $p$  igual a  $b_p$ , conforme a equação 1.

$$R_{p,t} - R_{ft} = b_p \cdot (R_{M,t} - R_{ft}) + e_{p,t} \quad (1)$$

Segundo Jensen (1968), se o gestor possuir habilidade superior na gestão da carteira, a equação 1 tenderá a apresentar retornos superiores aos obtidos com uma estratégia passiva com o mesmo nível de risco sistemático  $b_p$ , o que resultaria em erros ( $e_{p,t}$ ) positivos. Jensen elimina da equação 1 a restrição de o intercepto da regressão linear (*a*) ser nulo, resultando em:

$$R_{p,t} - R_{ft} = a_p + b_p \cdot (R_{M,t} - R_{ft}) + u_{p,t} \quad (2)$$

onde,  $E[u_{P,t}] = 0$  e  $u_{P,t}$  é o resíduo da regressão, e não apresenta correlação serial. Estimativas para  $\alpha$  positivas e estatisticamente significantes indicam desempenho do fundo superior à expectativa do mercado relativa a seu nível de risco sistemático, e evidenciam a habilidade do gestor na seleção dos ativos da carteira. A medida, no entanto, não permite identificar casos em que, para alcançar desempenho superior, o gestor pode incorrer em risco diversificável adicional. Haugen (1997) alerta que o  $\alpha$  de Jensen é insensível ao grau de diversificação da carteira. O artigo de Jensen tornou-se referência sobre análise de desempenho de carteiras, embora não tenha evidenciado a capacidade dos gestores de alcançar retornos acima dos esperados pelo mercado.

Alguns pesquisadores, argumentando que um único *benchmark* de mercado não incorporaria todos os fatores que explicam a rentabilidade de um ativo, propuseram a expansão do modelo de Jensen (Equação 2) incluindo mais fatores (Allen e Soucik, 2000), principalmente para análise de desempenho de fundos de ações. Pode-se citar o *benchmark* de 8 fatores de Grinblatt e Titman (1994) e, ainda, o *benchmark* baseado nos 3 fatores de Fama e French (1993). Allen e Soucik argumentam que as decisões de alocação de ativos respondem em grande parte pela diferença verificada entre os retornos dos fundos de investimento. Neste sentido, utilizando um *benchmark* único, composto a partir de um conjunto de *benchmarks* que refletem a política de alocação de recursos do fundo, concluíram que a inclusão de novos fatores aumentou o poder de explicação dos modelos de desempenho.

De acordo com Varga (2006, p. 391 e 397), dados históricos devem ser empregados, e o indicador mais adequado é o alfa, mesmo notando-se dificuldade na seleção do *benchmark* adequado. Medidas de desempenho muito comuns na prática, tal como o índice de Sharpe, não são a melhor rota quando se analisam correlações passadas de retorno e não o desempenho ajustado ao risco do gestor.

### Características do IRF-M

O histórico dos *benchmarks* para fundos de renda fixa no Brasil teve sua origem em altas taxas de inflação, que atraíam investidores para aplicações de curto prazo em busca de liquidez imediata, indexação, baixo risco de crédito e reposição de perdas inflacionárias. A decorrência desse quadro foi a adoção da taxa média de Depósitos Interfinanceiros de 1-dia, CDI-over, como referência para vários produtos do mercado. (LEAL, CARVALHA-DA-SILVA, 2008).

Com a estabilização da economia e a queda das taxas de juros nominais, houve alongamento da dívida pública, e uma demanda crescente por papéis pré-fixados de médio e longo prazos, acompanhada por um alongamento das aplicações financeiras. Essa tendência se manteve até a crise

dos países emergentes na segunda metade da década de 1990, e afetou o mercado de títulos de renda fixa, o qual se compõe, em grande parte, de emissões públicas. Depois da crise de 2002, os papéis de renda fixa pré-fixados passaram a ser mais procurados, conforme foi demonstrado por Leal e Carvalhal-da-Silva (2008).

Os investidores assumiram um risco de taxa de juros por suas posições em títulos pré-fixados e, na medida em que estes ativos ganharam participação no mercado, a taxa do CDI teve exacerbada sua deficiência como *benchmark* de aplicações em renda fixa, uma vez que capta apenas mudanças nas taxas de juros no curto prazo. Não obstante, o CDI é amplamente utilizado na avaliação de desempenho de fundos de investimento de renda fixa, segundo Villela e Leal (2006), Securato, Abe e Ziroulo (2000) e Varga (2003).

Na tentativa de prover o mercado com uma referência alternativa ao segmento dos ativos de renda fixa mais adequada àquela conjuntura, em dezembro de 2000, a Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e a Associação Nacional de Instituições do Mercado Financeiro (Andima) iniciaram a divulgação do IRF-M, calculado desde o dia 1º de fevereiro daquele ano. “O IRF-M mede a evolução, a preços de mercado, de uma carteira de Letras do Tesouro Nacional (LTN),<sup>1</sup> de valor inicial R\$ 1.000, em que os montantes aplicados em cada vencimento guardam a mesma proporção com o estoque destes papéis em poder do público” (Andima, 2005). A carteira teórica de LTN é atualizada a preços apurados diariamente junto a uma amostra de instituições financeiras, os quais não se baseiam nas negociações efetivas dos títulos. Assim, para que seja estimado um preço mais próximo ao de mercado, busca-se captar o preço efetivo no qual as instituições negociariam as LTN.

A forma de apuração do valor da carteira teórica de LTN e a ausência de liquidez para alguns de seus vencimentos podem trazer alguma deficiência ao índice. O índice IRF-M é um dos componentes do índice IMA (Índice de Mercado Andima), que reflete outros tipos de carteira de renda fixa, tais como os indexados à inflação.

A rentabilidade do IRF-M e a taxa do CDI possuem naturezas distintas. O CDI é uma taxa de juros de curtíssimo prazo, resultante da média das taxas de juros das captações por certificados de depósitos interbancários com vencimento em 1 dia. Esta taxa corresponde ao primeiro vértice da estrutura a termo da taxa de juros, ou seja, reflete a expectativa do custo do dinheiro em D+1. Devido a esta característica, o comportamento da taxa do CDI é fortemente influenciado pelo balizamento das taxas de juros praticado pelo Banco Central na condução da política monetária.

Em oposição a este comportamento de curto prazo, a rentabilidade do IRF-M é fruto da expectativa dos agentes do mercado para as taxas de juros de médio e longo prazos. Por refletir a

rentabilidade de uma carteira de títulos pré-fixados, a rentabilidade deste índice carrega um componente de risco de taxa de juros. Quanto maior a *duration* desta carteira, mais sensível será sua rentabilidade às mudanças na expectativa das taxas de juros para prazos mais longos. Esta característica imprime à rentabilidade do IRF-M uma volatilidade superior à do CDI. Adicionalmente, como os vértices da estrutura a termo das taxas de juros têm comportamento em certo grau independente,<sup>2</sup> as duas taxas incorporam informações distintas sobre o comportamento dos ativos de renda fixa.

Este trabalho avaliará se este novo *benchmark* – IRF-M – tem capacidade de explicar o comportamento de um fundo, e a importância econômica de seu emprego. A divulgação do IRF-M aponta para a tendência do emprego de indicadores alternativos ao CDI para o mercado de títulos de renda fixa e seu desenvolvimento.

## DADOS E MODELOS

A metodologia empregada neste trabalho consiste em analisar o desempenho de um conjunto de fundos de investimento financeiro (FIF) e observar se o emprego do IRF-M como *benchmark* do mercado de renda fixa pode levar a um ganho de qualidade na análise do desempenho. O conjunto de fundos examinados concentrou-se em duas categorias, dentre aquelas estabelecidas pela Associação Nacional dos Bancos de Investimento (Anbid): “Renda Fixa sem Alavancagem” e “Renda Fixa Multi-Índices”. Os fundos de Renda Fixa sem Alavancagem buscam retorno por meio de aplicações em renda fixa de baixo risco de crédito e não admitem exposições no mercado de derivativos que impliquem risco de índices de preços, de moeda estrangeira ou de renda variável. Já os fundos de Renda Fixa Multi-Índices buscam retornos com investimentos em ativos de renda fixa de qualquer espectro de risco de crédito, incluindo aplicações que impliquem risco de índice de preços, mas não admitem aplicações que incorram em risco de moeda estrangeira e de renda variável.

A seleção das duas categorias resultou de considerações sobre o estilo de gestão das carteiras, seu grau de diversificação e sua participação no mercado. Os fundos de gestão passiva (Fundos Referenciados ou Indexados) não foram examinados, pois, além de considerações acerca do risco, a dimensão relevante na análise de seu desempenho é seu próprio *benchmark*.

No mercado brasileiro, o estilo de gestão remete também aos Fundos de Aplicação em Cotas de Fundos de Investimento (FAC). A limitação legal de aplicação mínima de 95% de seus recursos em quotas de FIF determina um estilo de gestão no qual o gestor se vê privado de utilizar sua capacidade



de alcançar rentabilidade superior pela seleção individual de títulos. No entanto, sua atuação na alocação dos recursos entre fundos de natureza variada (risco, alavancagem, índices) diferenciam os FAC de um fundo passivo tradicional, motivo pelo qual foram incluídos na análise como Fundos de Renda Fixa sem Alavancagem.

Os Fundos de Renda Fixa sem Alavancagem apresentavam a segunda maior concentração de recursos aplicados (25% do patrimônio líquido da indústria), depois da categoria dos Fundos Referenciados DI (29%), sendo seguidos pelos Fundos Multi-Índices (11%), em meados de 2002. Os Fundos de Renda Fixa sem Alavancagem apresentam grau menor de diversificação de suas carteiras, concentradas em ativos de renda fixa de baixo risco de crédito, do que os Fundos Multi-Índices.

As séries de retornos de cada fundo foram construídas a partir de suas quotas diárias, obtidas da base de dados da Anbid no período que compreende o início da divulgação do IRF-M em 2.2.2000 até 15.3.2002. Os fundos selecionados são do tipo “não-exclusivos”<sup>3</sup> e apresentam completa disponibilidade de séries de quotas nesse período.

A restrição aos fundos exclusivos decorre da possibilidade da influência ativa do quotista em sua gestão e estratégia, resultando em uma política flexível e variável no tempo, que poderia comprometer a qualidade da medida de desempenho utilizada, sem que esse efeito fosse identificado.

O período de análise compreende 532 dias úteis, ou 111 semanas. Esse curto período restringiu a seleção dos fundos, já que muitos produtos foram criados ou liquidados no período.<sup>4</sup> O conjunto selecionado, composto por 212 fundos, reflete a participação de cada categoria no mercado: 176 FIF Renda Fixa sem Alavancagem e 36 FIF Renda Fixa Multi-Índices.

Os retornos de cada fundo, as rentabilidades do CDI, do IRF-M, do Ibovespa, da caderneta de poupança e a variação da taxa de câmbio PTAX foram calculadas de forma contínua. Com exceção das séries de quotas dos fundos, obtidas no banco de dados da Anbid, e do IRF-M, obtida diretamente com a Andima, a base de dados da Economática serviu como fonte de dados para os demais índices. A rentabilidade diária da poupança foi calculada com base na série “Poupança Taxa Mensal”, considerando-se a taxa de rendimento anunciada para depósitos no dia e o número de dias úteis nos 30 dias subsequentes. A série do CDI nominal em 30 dias foi utilizada para calcular a rentabilidade diária do CDI.

O modelo da equação 2 foi empregado em versões de um e dois fatores, usando somente o CDI, o IRF-M, e ambos, respectivamente. Empregaram-se séries de prêmios de risco dos fundos como variáveis dependentes, e séries de prêmios de risco dos *benchmarks* testados como variáveis independentes, usando como sub-rogado da taxa livre de risco a taxa da caderneta de poupança. A

capacidade do IRF-M de agregar informações à medida de desempenho foi avaliada a partir do resultado das regressões para o coeficiente de determinação ajustado ( $R_{aj}^2$ ) e dos coeficientes  $a_p$  e  $b_p$  e seus níveis de significância.<sup>5</sup> A análise de desempenho foi aplicada sobre séries de 111 retornos semanais para os fundos selecionados.

## RESULTADOS

A seguir, são apresentados os resultados encontrados para cada categoria de fundos estudada.

### Fundos de Renda Fixa sem Alavancagem

Nesta categoria, foram incluídos 176 produtos do mercado (101 FIF e 75 FAC). A análise de desempenho baseou-se no emprego do modelo da equação 2 em suas três versões, somente com o CDI, somente com o IRF-M, e com ambos, 3 vezes para cada fundo. Assim, foram realizadas 528 regressões lineares. Para facilitar a exposição dos resultados, com 3 estimativas de alfa para cada fundo e 528 estimativas no total, escolheu-se classificar os fundos em classes. As 3 primeiras classes (A, B e C) são aquelas em que pelo menos um dos 3 modelos apresentou coeficiente de determinação ajustado ( $R_{aj}^2$ ) maior do que 60%. A escolha do nível de 60% é arbitrária, e deu-se em função da observação visual da distribuição dos  $R_{aj}^2$ , uma vez que este nível parecia ser o que melhor retratava a aglomeração das regressões com  $R_{aj}^2$  mais elevados.

A classe A, com apenas 3 fundos, inclui os fundos com modelos de 2 fatores com  $R_{aj}^2 > 60\%$ , em que os 2 fatores, CDI e IRF-M, são significativos ao nível de 5%. A classe B, com 47 fundos, inclui os modelos de 1 ou 2 fatores, em que somente o coeficiente do CDI é significativo, com  $R_{aj}^2 > 60\%$ . A classe C, com 17 fundos, inclui os modelos de um ou de dois fatores em que somente o coeficiente do IRF-M é significativo, com  $R_{aj}^2 > 60\%$ . O mesmo critério foi adotado nas classes D, E e F para coeficientes de determinação entre 10% e 60%. A classe D (5 fundos) inclui os fundos com modelos de dois fatores, com  $60\% > R_{aj}^2 > 10\%$ , em que os dois fatores, CDI e IRF-M, são significantes ao nível de 5%. A classe E, com 41 fundos, inclui os modelos de um ou de dois fatores em que somente o coeficiente do CDI é significativo, com  $60\% > R_{aj}^2 > 10\%$ . A classe F, com 50 fundos, inclui os modelos de um ou de dois fatores em que somente o coeficiente do IRF-M é significativo, com  $60\% > R_{aj}^2 > 10\%$ . Na classe G, com 13 fundos, tanto o coeficiente do CDI como o do IRF-M não apresentaram significância nos 3 modelos, para qualquer  $R_{aj}^2$ .

A tabela 1 apresenta a contagem de modelos por classe, a média dos coeficientes de regressão e as proporções de coeficientes significantes de cada modelo para os fundos de cada classe. O critério de classificação e o método empregado para estimar os coeficientes podem introduzir algumas limitações na análise. O nível de  $R^2_{aj}$  de 60% é arbitrário e foi escolhido ao se observar a aglutinação dos 528  $R^2_{aj}$  obtidos, de forma que a agregação dos dados relatados ficasse clara.

A escolha do  $R^2_{aj}$  e da significância dos coeficientes como critérios de agrupamento também apresentam limitações. No caso da significância dos coeficientes, deve-se destacar que os testes de significância só são válidos mediante a normalidade das variáveis envolvidas. A normalidade não foi verificada caso a caso para cada um dos 528 modelos executados. No caso do  $R^2_{aj}$ , o problema é de especificação do modelo. Caso os resíduos indiquem que o melhor modelo não é linear, a nossa especificação estará errada. Esta inspeção é visual e, como há 528 modelos, não foi feita para cada um. O  $R^2_{aj}$  não é afetado pela presença de autocorrelação serial dos resíduos, mas previsões a partir do modelo apresentarão viés se houver autocorrelação serial. Finalmente, os resíduos podem ser heteroscedásticos. Não foi realizado ajuste para a heteroscedasticidade na execução dos modelos. Na presença de heteroscedasticidade, o  $R^2_{aj}$  obtido sem os ajustes possíveis é menor. Este viés é favorável à análise, pois os  $R^2_{aj}$  são conservadores quanto a este aspecto.

**Tabela 1 - Coeficientes dos fatores CDI e IRF-M para 176 Fundos de Renda Fixa sem Alavancagem**

Classe	Número de Fundos	Fator	R <sup>2</sup> ajustado médio	% F	Alfa		CDI		IRF-M	
					a médio	% a	β médio	% β	β médio	% β
A	3	Ambos	65%	100%	0,197	0%	0,870	100%	0,055	100%
		CDI	38%		-0,110	0%	0,9735	100%		
		IRF-M	35%		7,018	6%			0,0617	100%
B	47	Ambos	81%	100%	-0,232	45%	0,846	100%	0,005	32%
		CDI	81%		-0,258	40%	0,8546	100%		
		IRF-M	3%		6,401	1%			0,0116	32%
C	17	Ambos	73%	100%	-1,461	6%	0,570	65%	0,511	100%
		CDI	5%		-4,329	0%	15,412	65%		
		IRF-M	71%		3,012	52%			0,5158	100%
D	5	Ambos	38%	100%	-0,903	40%	5,458	100%	0,055	100%
		CDI	20%		-1,048	40%	0,8731	100%		
		IRF-M	23%		24,015	6%			0,0616	100%
E	41	Ambos	41%	100%	-1,118	46%	0,650	100%	0,007	22%
		CDI	40%		-1,159	46%	0,6636	100%		
		IRF-M	3%		3,978	1%			0,0126	39%
F	50	Ambos	43%	100%	-0,357	4%	0,680	88%	0,110	100%
		CDI	10%		-0,972	4%	0,8879	94%		
		IRF-M	36%		4,975	12%			0,1151	100%
G	13	Ambos	4%	31%	-2,974	46%	0,268	38%	-0,001	8%
		CDI	3%		-2,968	54%	0,2658	54%		
		IRF-M	1%		-0,875	0%			0,0012	15%

Nota: Prêmios de risco logarítmicos semanais no período de 2.2.2000 a 15.3.2002 (111 semanas). Alfa de Jensen ao ano em pontos percentuais. Foi utilizado o nível de 5% de significância. As categorias de A a G estão definidas no texto, assim como os modelos utilizados.

Os resultados mostram que o IRF-M é capaz de explicar a variação das quotas de 75 (soma do número de fundos nas classes A, C, D e F) dos 176 fundos com significância superior ou equivalente àquela verificada para o CDI, indicando que o índice pode contribuir para um aumento do poder de explicação do modelo de desempenho empregado. Entretanto, os coeficientes médios do IRF-M são sempre muito menores que os coeficientes apresentados pelo CDI nos modelos em que ambos são significantes (classes A e D, apenas 8 fundos). Apesar de sua significância estatística, o IRF-M tem pouco impacto econômico. Quando se comparam os resultados alcançados para o R<sup>2</sup><sub>aj</sub> dos três modelos,

observa-se uma complementaridade entre o IRF-M e o CDI na representação do comportamento desta categoria de fundos. A análise do modelo de dois fatores mostra que o  $R^2_{aj}$  médio de todas as classes analisadas aumenta com o uso conjunto do IRF-M e do CDI. Ao compararmos os modelos univariados, verificamos que o IRF-M atinge o melhor  $R^2_{aj}$  médio para 72 fundos e o CDI para 91 fundos, enquanto para 13 fundos nenhum dos dois oferece poder explicativo satisfatório. Os resultados apontam para a capacidade de o IRF-M agregar informações ao modelo de desempenho, entretanto, o impacto da inclusão deste novo índice para explicar os retornos passados dos fundos de renda fixa sem alavancagem é marginal. Muitos destes fundos se assemelham a fundos passivos que seguem o CDI.

Os coeficientes alfa médios são maiores para os modelos com o IRF-M do que para o CDI. Como a categoria de fundos de “Renda Fixa sem Alavancagem” possui um componente de gestão ativa, diferentemente dos fundos indexados ao CDI, por exemplo, os resultados já eram esperados ao se utilizar um *benchmark* que reflete a pré-fixação na análise. Entretanto, a proporção de alfas significativos é relativamente baixa para os três tipos de modelo. Por outro lado, os betas médios do CDI são muito mais altos do que os betas médios do IRF-M. Tal resultado também era esperado, uma vez que a carteira da maioria dos fundos de renda fixa brasileiros, mesmo os não indexados, é consistida de títulos pós-fixados. O IRF-M aumenta marginalmente o poder explicativo do modelo de desempenho quando empregado com o CDI e seu impacto econômico ainda é relativamente pequeno porque seus coeficientes são pequenos.

### Fundos de Renda Fixa Multi-Índices

A amostra consiste de 36 fundos que foram distribuídos em 4 classes segundo o melhor resultado alcançado para o coeficiente  $R^2_{aj}$  da regressão dos modelos de desempenho (ver Tabela 2). As classes A e B englobam 12 fundos para os quais pelo menos um dos modelos resultou em coeficiente de determinação ajustado acima de 60%. Diferem entre si pela contribuição do IRF-M para o poder de explicação do modelo. Na classe A, com 8 fundos, o IRF-M demonstrou pouco ou nenhum poder de explicação sobre o comportamento da rentabilidade. Na classe B, com 4 fundos, este fator mostrou que incorpora alguma informação relevante à análise. As Classes C e D compreendem os fundos para os quais o  $R^2_{aj}$  máximo alcançado não ultrapassa 60%. Na classe C, com 15 fundos, este coeficiente situa-se entre 10% e 60%, independentemente do fator de maior contribuição, enquanto na Classe D, com 9 fundos, os modelos de regressão resultam em um poder de explicação inferior a 10%.

Tabela 2 - Coeficientes dos fatores CDI e IRF-M para 36 Fundos de Renda Fixa Multi-Índices

Classe	Nº Fundos	Fator	R <sup>2</sup> ajustado médio	% F	Alfa		CDI		IRF-M	
					a médio	% a	β médio	% β	β médio	% β
A	8	Ambos	75%	100%	0,676	38%	0,936	100%	0,003	0%
		CDI	75%		0,658	38%	0,942	100%		
		IRF-M	1%		8,016	100%			0,011	25%
B	4	Ambos	66%	100%	0,257	0%	0,739	75%	0,130	100%
		CDI	41%		-0,470	0%	0,985	75%		
		IRF-M	29%		6,052	100%			0,136	100%
C	15	Ambos	38%	100%	-0,578	27%	0,797	93%	0,045	100%
		CDI	26%		-0,829	27%	0,882	93%		
		IRF-M	16%		5,669	93%			0,051	100%
D	9	Ambos	5%	44%	0,729	11%	0,746	89%	-0,003	0%
		CDI	5%		0,748	11%	0,740	89%		
		IRF-M	1%		6,583	100%			0,003	0%

Nota: Prêmios de risco logarítmicos semanais no período de 2.2.2000 a 15.3.2002 (111 semanas). Alfa de Jensen ao ano

em pontos percentuais. Foi utilizado o nível de 5% de significância. As categorias de A a D estão definidas no texto, assim como os modelos utilizados.

De um modo geral, os modelos apresentaram poder de explicação da variação das quotas dos fundos um pouco inferior ao alcançado na categoria dos Fundos de Renda Fixa sem Alavancagem, o que possivelmente decorre da tentativa de explicar o comportamento de produtos que possuem menos restrições na alocação de recursos, empregando os mesmos *benchmarks*. Os resultados das classes B e C (19 fundos) mostram que os coeficientes  $R^2_{aj}$  médios para o modelo com dois fatores são muito superiores àqueles alcançados com os modelos de 1 fator, indicando que os dois *benchmarks* incorporam informações complementares a respeito do comportamento dos ativos de renda fixa desta categoria.

Nota-se, ainda, que a inclusão simultânea do IRF-M ao modelo de desempenho não alterou as proporções de betas significantes em relação àquelas observadas nos modelos de 1 fator só com o CDI. No entanto, o IRF-M também apresentou, nas classes B e C, pouca influência sobre a estimativa da medida de desempenho, ainda que seu emprego como *benchmark* no modelo tenha resultado em um poder de explicação superior ao obtido com o CDI.

Mesmo quando o IRF-M apresenta significância estatística, seu coeficiente médio é baixo em relação ao alfa, indicando pouco impacto econômico deste fator. O impacto do CDI, refletido por seus betas médios, é muito maior do que o do IRF-M. Neste aspecto, os resultados desta categoria de fundos são muito semelhantes aos da categoria anterior.

## CONCLUSÕES

A análise do desempenho dos retornos semanais de fundos das categorias Renda Fixa sem Alavancagem e Renda Fixa Multi-Índices no período de fevereiro de 2000 a março de 2002 produziu resultados distintos em função do emprego do IRF-M como *benchmark*. O IRF-M mostrou capacidade de melhorar marginalmente o  $R^2$  ajustado dos modelos de regressão para análise de desempenho para uma parcela significativa de fundos quando usado em lugar do CDI.

Evidenciou-se, ainda, um grau de complementaridade entre o IRF-M e o CDI, com ganho no emprego de um modelo de análise de estilos com estes dois fatores na análise do desempenho de fundos de renda fixa. No entanto, enquanto a inclusão do IRF-M aumenta o  $R^2_{aj}$  em alguns casos, em geral o seu coeficiente é muito baixo e sua significância econômica é modesta.

Os alfas nas regressões dos fundos bem explicados pelo CDI são baixos, indicando bom ajustamento do fator, e muitas vezes negativos. Os alfas negativos podem decorrer do fato de que o retorno das quotas dos fundos refletem impostos, despesas e taxas de administração e performance do fundo.

Por um lado, quando o IRF-M explica melhor o desempenho de um fundo do que o CDI, o alfa tende a ser positivo e elevado, maior que o coeficiente do IRF-M, indicando que os gestores destes fundos, que são minoria, foram bem-sucedidos em seus investimentos e não seguem rigorosamente a indexação ao CDI. Por outro lado, o IRF-M também não descreve o estilo adotado por suas carteiras, havendo necessidade de outros *benchmarks*.

No seu conjunto, os resultados alcançados indicam que o IRF-M agrega informações de forma marginal à análise de desempenho de fundos de renda fixa e que seu impacto econômico nos modelos empregados é muito baixo, devido aos coeficientes que apresenta. O caminho iniciado com a divulgação do índice deve ser uma tendência com o desenvolvimento do mercado de títulos de renda fixa, devendo ser visto como um avanço na direção de análises mais eficazes do desempenho de gestores de fundos de investimento no mercado brasileiro.

Com a introdução de novos índices pela Andima, na família IMA, em breve será possível ter uma série temporal adequada para que se empregue um conjunto abrangente de índices que considerem não somente a indexação ao CDI, mas também à inflação e a pré-fixação. No período analisado, pouco se ganhou em poder explicativo com o a inclusão do estilo pré-fixado no modelo de análise do desempenho passado.

## NOTAS

<sup>1</sup> As LTN são títulos pré-fixados, negociados por desconto do valor de face (R\$ 1.000) à taxa de juros esperada pelos agentes do mercado para o período que transcorre até o seu vencimento.

<sup>2</sup> No período de fevereiro de 2000 a fevereiro de 2002, a correlação estimada entre o CDI e o IRF-M era da ordem de 0,13.

<sup>3</sup> Os fundos exclusivos são produtos estruturados diretamente para um único quotista, como uma grande empresa ou fundo de pensão, o qual pode participar no estabelecimento dos objetivos do fundo e na definição da estratégia de alocação de recursos.

<sup>4</sup> A não inclusão de fundos liquidados na amostra pode introduzir na análise o chamado viés de sobrevivência. Este aspecto assume relevância principalmente nos estudos que procuram identificar a possibilidade de gestores de fundos de investimento alcançarem retornos extraordinários para seus quotistas.

<sup>5</sup> O coeficiente de determinação ( $R^2$ ), que mede o poder de explicação de um modelo de regressão, foi empregado na sua forma ajustada, uma vez que regressões com diferentes números de variáveis independentes são comparadas entre si.

$$R_{adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{(n-1)}{(n-k)}, \text{ onde } n \text{ é o número de observações e } k \text{ é o número de variáveis independentes.}$$

## REFERÊNCIAS

ALLEN, D. E.; SOUCIK, V. *In search of true performance testing benchmark – model validity in managed funds context*. Working paper, Edith Cowan University, Australia, 2000. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=219988>>. Acesso em: 26-07-2006.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO – ANDIMA. *IMA - Índice de Mercado Andima*. Rio de Janeiro, 2005, 25p. Disponível em: <[http://www.andima.com.br/ima/arqs/ima\\_cartilha.pdf](http://www.andima.com.br/ima/arqs/ima_cartilha.pdf)>. Acesso em: 26-07-2006.



BADER, F. *Risco e eficiência operacional no desempenho de fundos de investimento financeiro*. 1999. 295p. Tese (Doutorado em Administração de Empresas) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.

BLAKE, C. R.; ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. The performance of bond mutual funds. *Journal of Business*, v. 66, n. 3, p. 371-403, 1993.

DE CARVALHO, M. R. Avaliação de desempenho de fundos multimercado: resultados passados podem ser utilizados para definir uma estratégia de investimento? *Revista de Economia e Administração*, v. 4, n. 3, p. 367-387, 2005.

EID JR., W.; ROCHMAN, R. R.; TADDEO, M. Medidas de desempenho de fundos considerando risco de estimação. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 5, 2005, São Paulo, *Anais ...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Finanças, 2005.

FAMA, E.; FRENCH, K.. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FRANCO, D.; CASTELLO BRANCO, G. Risco e retorno nos *hedge funds* brasileiros. In: VARGA, G.; LEAL, R. P. C. *Gestão de investimentos e fundos*. Rio de Janeiro: FCE, p. 91-100, 2006.

GRINBLATT, M.; TITMAN, S. A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 29, n. 3, p. 419-445, 1994.

HAUGEN, R. A. *Modern investment theory*, 4<sup>th</sup> ed., Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1997.

IPPOLITO, R. A. On studies of mutual fund performance 1962-1991. *Financial Analysts Journal*, v. 49, n.1, p. 42-50, 1993.

JENSEN, M. C. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1968.

KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

LEAL, R. P. C.; CARVALHAL-DA-SILVA, A. L. The Development of the Brazilian Bond Market. In: BORENSZTEIN, E; COWAN, K.; EICHENGREEN, B.; PANIZZA, U. *Bond markets in Latin America - on the verge of a big bang?*, Cambridge, MA: MIT Press, 2008. No prelo.

RASSIER, L. H. *Análise de retorno dos fundos de renda fixa brasileiros através de indicadores de mercado*. 2004. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Rio Grande do Sul, 2004.

SECURATO, J. R.; ABE, E. R.; ZIROULO V. M. Avaliação dos componentes de risco dos fundos de renda fixa. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM EADMINISTRAÇÃO, 24, 2000, Florianópolis. *Anais ...* Rio de Janeiro: ANPAD, 2000.

SHARPE, W. F. Asset allocation: management style and performance measurement. *Journal of Portfolio Management*, v. 18, n.2, p. 7-19, 1992.

VARGA, G. Explicação do retorno. *Revista da ANBID*, n. 32, 2000.

VARGA, G., Índice de Sharpe e outros indicadores de performance aplicados a fundos de ações brasileiros. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 5, n. 3, p. 215-245, 2001.

VARGA, G. *Classes de ativos no Brasil*. Documento de trabalho. Financial Consultoria Econômica, 2003. Disponível em <<http://www.fce.com.br/servicos/artigos.php#>>. Acesso em 26-07-2006.

VARGA, G. Indicadores de investimentos e de seleção de fundos. In: VARGA, G.; LEAL, R. P. C. *Gestão de investimentos e fundos*. Rio de Janeiro: FCE, p. 369-404, 2006.

VARGA, G.; VALLI, M. *Análise de estilo baseada em retorno*. Financial Consultoria Econômica, 1998. Disponível em <<http://www.fce.com.br/servicos/artigos.php#>>. Acesso em 26-07-2006.

VILELLA, P. A.; LEAL, R. P. C. A análise de estilo e sua aplicação na análise de desempenho de fundos balanceados. In: VARGA, G.; LEAL, R. P. C. *Gestão de investimentos e fundos*. Rio de Janeiro: FCE, p. 285-302, 2006.

**Artigo recebido em 16.11.2004. Aprovado em 17.05.2007.**

**Paulo Alvarez Vilella**

Analista, Banco Central do Brasil, Departamento de Supervisão de Bancos e Conglomerados Bancários  
Mestre em Administração de Empresas pelo Instituto Coppead de Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

Interesses de pesquisa nas áreas de supervisão bancária e análise de investimentos.

E-mail: paulo.vilella@bcb.gov.br

Endereço: Avenida Presidente Vargas, 730, Centro, Rio de Janeiro - RJ, 20071-000.

**Ricardo Pereira Câmara Leal**

Professor de finanças do Coppead da Universidade Federal do Rio de Janeiro e pesquisador sênior do Instituto Brasileiro de Governança Corporativa.

Doutor em Administração de Empresas pelo Instituto Coppead de Administração de Empresas da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

Interesses de pesquisa nas áreas de governança corporativa, análise de investimentos e finanças internacionais.

E-mail: ricardoleal@coppead.ufrj.br

Endereço: Rua Pascoal Lemme, 355, Ilha do Fundão, Rio de Janeiro - RJ, 21941-918.